



THÈSE

En vue de l'obtention du

DOCTORAT DE L'UNIVERSITÉ DE TOULOUSE

Délivré par : *l'Université Toulouse 3 Paul Sabatier (UT3 Paul Sabatier)*

Présentée et soutenue le 08 novembre 2017 par :

Frédéric SAVALL

**Estimation de l'âge au décès d'individus français contemporains.
Apport d'un échantillon virtuel à la méthode de Brooks et Suchey.**

JURY

PROFESSEUR
PROFESSEUR
PROFESSEUR
PROFESSEUR
PROFESSEUR
PROFESSEUR
PROFESSEUR

Pascal ADALIAN
Éric BACCINO
Valéry HÉDOUIN
Daniel ROUGÉ
Clotilde ROUGÉ-MAILLART
Pauline SAINT-MARTIN
Norbert TELMON

Marseille
Montpellier
Lille
Toulouse
Angers
Tours
Toulouse

École doctorale et spécialité :

BSB : Anthropobiologie

Unité de Recherche :

Laboratoire d'Anthropobiologie Moléculaire et d'Imagerie de Synthèse (UMR 5288)

Directeur(s) de Thèse :

Pauline SAINT-MARTIN et Norbert TELMON

Rapporteurs :

Clotilde ROUGÉ-MAILLART et Pascal ADALIAN

Remerciements aux membres du jury

Monsieur le Professeur Pascal ADALIAN

Je tiens à vous remercier d'avoir accepté de juger ce travail et d'en être l'un des rapporteurs. Je suis très honoré de votre présence dans ce jury. Je serai également heureux d'une éventuelle collaboration future. Veuillez trouver ici l'expression de mes sincères remerciements.

Monsieur le Professeur Éric BACCINO

Vous m'avez « donné le goût » de la médecine légale alors que j'étais externe dans votre service. C'est pour moi un grand honneur de vous retrouver à ce jury plus de 10 ans après. Merci d'avoir assisté à mes communications sur ce travail et de m'avoir conseillé. Merci de m'avoir permis de travailler à partir des examens tomodensitométriques post-mortem que votre équipe a réalisés. Veuillez trouver ici l'expression de mon éternelle reconnaissance.

Monsieur le Professeur Valéry HEDOUIN

L'enthousiasme et la spontanéité avec lesquels vous avez accepté de juger ce travail m'ont sincèrement touché. Je suis certain que les critiques que vous formulerez seront pour moi riches d'enseignement. Veuillez recevoir ici l'expression de mes sincères remerciements.

Monsieur le Professeur Daniel ROUGE

Votre présence dans ce jury est pour moi un immense honneur et une grande joie. Merci pour la confiance que vous m'accordez lorsque nous travaillons ensemble. Ces moments font partie des enseignements de médecine légale les plus riches que j'ai eu la chance de recevoir. Veuillez trouver ici l'expression de mes sentiments les plus respectueux.

Madame le Professeur Clotilde ROUGE-MAILLART

Je tiens à vous remercier d'avoir accepté de juger ce travail et d'en être l'un des rapporteurs. Vos travaux sur l'estimation de l'âge et votre regard d'expert en anthropologie médico-légale sont pour moi un privilège. Veuillez trouver ici l'expression de mes sincères remerciements.

Madame le professeur Pauline SAINT-MARTIN

Mes remerciements sont multiples. Tu m'as ouvert les portes de ton service et tu m'as même confié la responsabilité de « l'esprit familial du lieu ». Ce séjour a été très enrichissant et m'a permis de constituer la base de données à l'origine de ce travail. Les articles publiés et le manuscrit ont bénéficié de tes relectures attentives et de ta rigueur sans faille. Je serai heureux que l'on travaille de nouveau ensemble à l'avenir. Trouve ici l'expression de mon amitié et de mon admiration.

Monsieur le Professeur Norbert TELMON

Merci de votre confiance pour l'élaboration de ce travail. Mais aussi et surtout, merci pour celle que vous m'accordez au quotidien et dans l'élaboration de projets sur le plus long terme. Merci pour votre rigueur et pour vos qualités humaines reconnues par toutes et tous. Merci de me confier votre vision de la médecine légale que je partage. Cela fait maintenant quelques années que je travaille à vos côtés et c'est un plaisir sans cesse renouvelé. Recevez ici l'expression de mes sentiments les plus respectueux et de mon éternelle reconnaissance.

Remerciements professionnels

Un grand merci à Alain Abravanel, Anthony Blanc, Rémi Costagliola, Pierre-André Delpla, David Gainza, Jeanne Serin et Florent Trapé. La vie d'un service de médecine légale n'est pas un long fleuve tranquille. En réaction à cela, je mesure la chance et le privilège que j'ai d'appartenir à votre équipe.

Je tiens à adresser un immense merci à Marion Vergnault. Je ne compte plus les fois où tu m'as aidé, remplacé, accompagné ... Nous travaillons ensemble au quotidien ; et si tu as parfois la désagréable sensation que je ne t'écoute ou ne te lis qu'à moitié, n'y vois aucune indolence. Simplement, tu as toute ma confiance.

À Fabrice Hérin, pour ton aide au quotidien et pour ton « recrutement » unique en médecine légale. Travailler à tes côtés est plaisant et enrichissant tant dans le domaine de la pédagogie que du dommage corporel.

À Céline Guilbeau-Frugier, ton expertise en anatomopathologie est une plus-value inestimable pour le service. Merci pour tes conseils et ton écoute bienveillante.

À Stéphane Grill, pour ton implication dans l'enseignement et pour ton enthousiasme devant toute question épineuse.

Aux autres médecins du service, que je côtoie moins malheureusement, à Aude, Claire, Marion, Paule, Philippe, Thierry et j'en oublie certainement. La médecine pénitentiaire est une noble spécialité !

Merci à Fabrice Dedouit, pour tes travaux en anthropobiologie virtuelle et pour ce que tu m'as transmis.

Novembre 2017 et un mois très particulier, une transition s'opère. Merci à Romain, un des « derniers » si ce n'est « le dernier » généraliste-légiste ... et bien sûr une pensée pour tous les internes Médecins Légistes !

À tous les étudiants et tout particulièrement aux étudiants de Master 1 que j'ai eu le plaisir d'encadrer. Vous avez d'une façon ou d'une autre, de près ou de loin, participé à l'élaboration de ce travail.

À Aude Brunel pour sa disponibilité. À Anne, Carole, Colette et Magalie. À Olivier Delmas, merci pour ton aide universitaire.

Merci et mille pardons à celles et ceux que j'ai dû oublier ...

Je tiens à terminer ces quelques lignes en exprimant toute ma gratitude à Brigitte, aux secrétaires et aux agents. Vous êtes la pierre angulaire du service !

Remerciements à mes amis et ma famille

Puisque l'exercice me l'autorise et que dire merci est extrêmement plaisant, je me permets quelques remerciements très personnels.

À mon petit tibia tranchant et sa petite famille, nous pensons fort à vous en ce moment. Nous allons bientôt nous retrouver ! À A.N.N.Y, nous sommes devenus respectables, mais restons vivants ! À mes amis de Sète et d'ailleurs. À Ga, Nikh, Vinkh, et Rokho la baguette, *keep on rokhin in a free world* ! À Philippe Roux que j'ai eu la chance de croiser dans mes études. Merci de m'avoir initié à la zététique et d'avoir fait de moi un sérendipien décomplexé. À Francis, tu m'as appris l'essentiel.

À ma mère qui m'a tout donné et à mon Père le héros de la chanson ... *le plus fort c'est mon père*. À Nénette et à Lulu, je pense souvent à vous. À Batiste et à ma sœur, à vous deux, à vous trois ? Il me semble t'avoir un jour expliqué pourquoi je n'étais pas fier de toi. Trop intellectualiser les sentiments gêne parfois les coups d'aile libres ! Je suis extrêmement fier de ce que tu es devenu. En espérant que nous pourrions partager encore plus de choses et de temps à l'avenir.

À Nathycouette, mon asphalte tendre, la fille qui m'accompagne, merci pour ta force et ta douceur. Merci pour ton amour. Elsa, cela me semble incongru de te remercier ici, et pourtant ! Le futur ce n'était pas mieux avant. Gribouille le monde et déverse ta gouache. Et n'oublie jamais la leçon de mamie Bouddha : *les petites filles sages iront au paradis, les autres feront ce qu'elles veulent*.

Table des matières

I — Introduction générale	1
I — 1. Estimation de l'âge au décès à partir d'indicateurs osseux	1
I — 2. Symphyse pubienne et estimation de l'âge : un rapide historique	3
I — 2.1. Avant Brooks et Suchey	3
I — 2.2. Brooks et Suchey : un échantillon de référence	4
I — 2.3. Après Brooks et Suchey : les reconstructions tridimensionnelles	6
I — 3. Critiques de la méthode de Brooks et Suchey	8
I — 3.1. La variabilité inter-observateurs	8
I — 3.2. La variabilité inter-méthodes	8
I — 3.3. La prédiction par un âge moyen d'un stade morphologique et l'approche probabiliste	8
I — 4. L'importance de l'échantillon de référence	11
I — 4.1. Variabilité populationnelle ou variations synchroniques	11
I — 4.2. Évolution séculaire ou variations diachroniques	11
I — 4.3. Effet de la structure par âge de l'échantillon de référence	13
I — 5. L'estimation de l'âge pour les « dernières décades »	14
I — 6. Problématiques et objectifs	15
 II — La fiabilité de la méthode de Brooks et Suchey	16
II — 1. Matériel	17
II — 1.1. La base de données virtuelle	17
II — 1.2. L'échantillon de référence	18
II — 2. Méthode	19
II — 2.1. Acquisition des examens tomodensitométriques	19
II — 2.2. Analyse morphologique en 3 D	19
II — 2.3. Analyses statistiques	21
II — 2.3.a. Variabilité intra- et inter-observateurs de l'attribution du stade	21
II — 2.3.b. Statistiques descriptives	22
II — 2.3.c. Fiabilité	22
II — 3. Résultats	23
II — 3.1. Variabilité intra- et inter-observateurs de l'attribution du stade	23
II — 3.2. Notre échantillon : statistiques descriptives	23
II — 3.3. Fiabilité	26

II — 4. Discussion	28
III — Effet de la structure par âge de l'échantillon de référence	29
III — 1. Matériel : les deux « sous-échantillons »	30
III — 2. Méthode	31
III — 2.1. Statistiques descriptives	31
III — 2.2. Fiabilité	31
III — 3. Résultats	32
III — 3.1. Les 2 « sous-échantillons » : statistiques descriptives	32
III — 3.2. Fiabilité	34
III — 4. Discussion	36
IV – Proposition d'un nouvel échantillon de référence	37
IV — 1. Matériel	38
IV — 1.1. L'échantillon de Brooks et Suchey	38
IV — 1.2. La base de données virtuelle	38
IV — 1.2.a. Pour l'échantillon de référence	38
IV — 1.2.b. Pour l'échantillon test	38
IV — 2. Méthode	39
IV — 2.1. Acquisition des examens tomodensitométriques	39
IV — 2.2. Analyse morphologique en 3 D	39
IV — 2.3. Analyses statistiques	40
IV — 2.3.a. Variabilité intra- et inter-observateurs de l'attribution du stade	40
IV — 2.3.b. Statistiques descriptives	40
IV — 2.3.c. Fiabilité	40
IV — 2.3.d. Théorème de Bayes et probabilités a posteriori	41
IV — 3. Résultats	42
IV — 3.1. Variabilité intra- et inter-observateurs de l'attribution du stade	42
IV — 3.2. Statistiques descriptives	42
IV — 3.2.a. L'échantillon de référence	42
IV — 3.2.b. L'échantillon test	45
IV — 3.4. Fiabilité	45
IV — 3.4. Théorème de Bayes et probabilités a posteriori	47
IV — 4. Discussion	49

V — Discussion générale	51
V — 1. La variabilité inter-observateurs : une vérification systématique	51
V — 2. La variabilité inter-méthodes : intérêt des techniques d'imagerie	52
V — 3. La prédiction par un âge moyen : intérêt d'une approche probabiliste	53
V — 4. Variabilité populationnelle ou variations synchroniques	55
V — 5. Évolution séculaire ou variations diachroniques	56
V — 6. Effet de la structure par âge de l'échantillon de référence	58
V — 7. L'estimation de l'âge pour les « dernières décades » : quelles améliorations ?	59
 VI — Conclusion	 60
 VII — Références bibliographiques	 62
 VIII — Annexes	 70
VIII — 1. Annexe 1 : articles publiés à l'origine de ce travail de thèse	70
VIII — 2. Annexe 2 : histogrammes chevauchants de distribution par âge des échantillons EBSM et EPFM pour les stades I à VI	83
 IX — Résumés et mots-clés	
IX — 1. Résumé et mots-clés de la thèse en français	86
IX — 2. Résumé et mots-clés de la thèse en anglais	88

Liste des tableaux

Tableau 1 : Description morphologique des stades d'estimation de l'âge selon la méthode originale de Brooks et Suchey. D'après Brooks et Suchey (Brooks, 1990) et İscan et Steyn (İşcan, 2013).	5
Tableau 2 : Statistiques descriptives de l'échantillon de référence utilisé par Brooks et Suchey (Brooks, 1990).	6
Tableau 3 : Statistiques descriptives par stade pour les échantillons EBSM et EPFM (ns = non significatif).	24
Tableau 4 : Erreurs absolues (précision) et erreurs relatives (biais) par intervalle d'âge de 10 ans lorsque l'âge estimé correspond à l'âge moyen du stade correspondant de l'échantillon de Brooks et Suchey (EBSM).	27
Tableau 5 : Statistiques descriptives par stade pour les échantillons DBS et DPF comparativement à EBSM (ns = non significatif).	33
Tableau 6 : Erreurs absolues (E.A.) (précision) et erreurs relatives (E.R.) (biais) par intervalle d'âge de 10 ans lorsque l'âge estimé pour les individus des « sous-échantillons » DBS et DPF correspond à l'âge moyen du stade correspondant pour l'échantillon EBSM.	35
Tableau 7 : Statistiques descriptives par stade pour l'échantillon EPF.	45
Tableau 8 : Erreurs absolues (E.A.) (précision) et erreurs relatives (E.R.) (biais) par intervalle d'âge de 10 ans (les individus entre 56 ans et 70 ans et les individus de plus de 70 ans ont été groupés) lorsque l'âge estimé pour les individus de l'échantillon test (ETM) correspond à l'âge moyen du stade correspondant pour les échantillons EPF et EBS.	46
Tableau 9 : Proportions (pourcentages) d'individus pour lesquels l'âge réel appartient à l'intervalle [âge estimé \pm 1 écart-type].	47
Tableau 10 : Probabilités <i>a posteriori</i> d'appartenir à une classe d'âge connaissant le sexe et le stade.	48

Tableau 11 : Probabilités *a posteriori* d'appartenir à une classe d'âge connaissant le sexe et les stades lorsque la symphyse pubienne présente une asymétrie d'un stade de différence.

54

Liste des figures

Figure 1 : Exemples d'individus ayant été exclus compte tenu d'antécédents susceptibles d'interférer avec l'attribution d'un stade : projectiles balistiques de type plomb (1A) et lésions osseuses secondaires ostéocondensantes (1B) et ostéolytiques (1C). 17

Figure 2 : Acquisition des surfaces symphysaires gauches en 3 D : cadrage (« *Crop* ») et fonction « *Isosurface* » (2A et 2B) puis fonctions « *ExtracSurface* » et « *Surface Editor* » (2C) permettant l'acquisition en 3 D de la surface symphysaire gauche (2D). 20

Figure 3 : Surfaces symphysaires gauches représentatives des 6 stades selon les critères morphologiques proposés par Brooks et Suchey (Brooks, 1990). 21

Figure 4 : Histogrammes chevauchants de distribution par âge des échantillons EBSM et EPFM. 23

Figure 5 : Histogrammes chevauchants de distribution par âge des échantillons EBSM et EPFM pour les stades II et V. 25

Figure 6 : Évolution du stade moyen par intervalle de 10 ans d'âge pour les échantillons EBSM et EPFM. 26

Figure 7 : Histogramme « back-to-back » de distribution par âge de l'échantillon de référence EBSM comparativement à la distribution par âge des deux sous-échantillons (DBS et DPF). 32

Figure 8 : Diagrammes en boîte par stade, des deux « sous-échantillons » et de l'échantillon EBSM. 34

Figure 9 : Surfaces symphysaires gauches représentatives des 6 stades, pour chaque sexe, selon les critères morphologiques proposés par Brooks et Suchey (Brooks, 1990). 39

Figure 10 : Histogramme de distribution par intervalle de 15 ans d'âge pour les individus de l'échantillon EPF. 43

Figure 11 : Histogramme de distribution par âge et pour chaque stade de l'échantillon EPF. 44

I — Introduction générale

I — 1. Estimation de l'âge au décès à partir d'indicateurs osseux

Si l'âge réel est linéaire, il existe d'importantes variations dans la vitesse de développement des processus à l'origine de l'âge biologique. En effet, le vieillissement est un phénomène multifactoriel. Il se caractérise par une diminution progressive de la capacité fonctionnelle et de celle à s'ajuster aux stimuli mésologiques. Il en résulte une variabilité interindividuelle du vieillissement liée à l'absence de synchronie dans le début et dans la vitesse des processus évolutifs entre les différents organes, entre les individus et entre les populations (Bernis, 2003). De plus, cette variabilité phénotypique augmente avec l'âge compte tenu de la maximalisation des différences d'âge physiologique entre individus d'âge chronologique identique (Rowe, 1987). Dès que l'âge adulte est atteint et que les critères de maturation sont stabilisés, les changements associés à la dégénérescence commencent lentement à apparaître à mesure que les individus vieillissent. Leur variabilité augmente et l'estimation de l'âge devient plus difficile pour les individus les plus âgés. Ainsi, l'estimation de l'âge est toujours une approximation : « le chercheur le plus optimiste ne s'attend pas à ce que la précision soit inférieure à deux ou trois ans si l'estimation repose sur le squelette entier ou à moins de cinq ans si elle repose sur le bassin seul » (Todd, 1923).

En anthropologie médico-légale, l'estimation de l'âge au décès par l'observation d'indicateurs osseux est un élément central de l'élaboration du profil biologique. Des modèles de maturation et de dégénérescence osseuse sont utilisés sur des régions anatomiques pour cette estimation. À cette fin, des méthodes sont élaborées puis utilisées en contexte judiciaire. À défaut d'être précises, ces méthodes doivent être fiables. En 2000, Ritz-Timme rappelle quelques règles fondamentales. Ces méthodes doivent avoir été présentées à la communauté scientifique (par une publication dans une revue avec comité de lecture par exemple) ; elles doivent être suffisamment précises et les principes éthiques doivent être pris en considération (Ritz-Timme, 2000).

Parmi les méthodes développées à partir d'indicateurs osseux, les méthodes classiques sont représentées par l'observation de la surface chondrosternale de la 4^{ème} côte (İşcan, 1984), de la surface auriculaire de l'ilium (Lovejoy, 1985a) ou encore des sutures crâniennes (Meindl, 1985a). De la même façon, la surface articulaire de la symphyse pubienne est une structure anatomique largement utilisée pour estimer l'âge au décès. Elle offre un intérêt considérable notamment en raison de sa maturation tardive. Selon la méthode développée par Brooks et Suchey, les critères de maturation sont représentés par les noyaux d'ossification supérieur et inférieur et les formations du plateau dorsal

et du rempart ventral (stades I, II et III) et les critères de dégénérescence par le creusement de la surface symphysaire, le « lipping » et les phénomènes d'érosion et d'ossification (stades V et VI) (Brooks, 1990).

I — 2. Symphyse pubienne et estimation de l'âge : un rapide historique

I — 2.1. Avant Brooks et Suchey

La symphyse pubienne est l'articulation fibrocartilagineuse semi-mobile des deux pubis. Une fois séparés l'un de l'autre, chaque pubis droit et gauche présente une surface symphysaire que Todd en 1920 définissait de la façon suivante : « une surface plane, diaphyso-épiphysaire pour laquelle, on peut s'attendre à observer des modifications voire un réel phénomène de croissance caractéristique de l'âge... » (Todd, 1920 ; İşcan, 2013). De tous les indicateurs osseux utiles à l'estimation de l'âge au décès des adultes, les surfaces symphysaires sont probablement les plus utilisées (İşcan, 2013). Deux approches méthodologiques ont été suivies : une approche uniquement morphologique où l'ensemble de l'unité anatomique est évalué (Todd, 1920 ; Meindl, 1985b ; Brooks, 1990) et une approche par composante où les différentes parties sont scorées séparément puis combinées (McKern, 1957 ; Gilbert, 1973). Sur un plan chronologique, nous retiendrons les éléments suivants :

- en **1920**, Todd considère que la symphyse pubienne correspond à un « ovale » avec un axe sensiblement vertical et présentant 5 caractéristiques : une surface, une bordure (ou « rempart ») ventrale, une bordure (ou « plateau ») dorsale, une extrémité supérieure et une extrémité inférieure. Des combinaisons de ces caractéristiques ont abouti à la création de 10 stades (Todd, 1920) ;

- en **1957**, reprenant les observations morphologiques de Todd, McKern et Stewart notaient que l'organisation transverse (crêtes et sillons) peut-être divisée par une « rainure » longitudinale en moitiés dorsale et ventrale. En conséquence, ils ont proposé trois composantes pour la symphyse pubienne : le plateau dorsal, le rempart ventral et le rebord symphysaire ; chacune de ces composantes pouvant être scorée selon cinq étapes de développement (McKern, 1957) ;

- en **1973**, à la lumière du dimorphisme sexuel évident de cette région anatomique, Gilbert et McKern ont établi des références pour les individus féminins à partir des 3 composantes introduites par McKern et Stewart (Gilbert, 1973) ;

- en **1985**, Meindl et coll. ont évalué ces précédentes méthodes. Ils en ont conclu que le système développé par Todd en 1920 était le plus précis (Meindl, 1985b). Aujourd'hui, les systèmes de McKern et Stewart et de Gilbert et McKern ne sont plus utilisés.

I — 2.2. Brooks et Suchey : un échantillon de référence

Nous avons utilisé la description morphologique des 6 stades d'après la méthode originale (tableau 1). Le travail de Brooks et Suchey a été développé à partir d'un large échantillon de référence multiethnique, composé de 1 225 surfaces symphysaires de 739 individus masculins et 486 individus féminins. À noter que l'âge est documenté pour seulement 273 individus féminins. Ces individus proviennent d'une série autopsique américaine (Los Angeles) et ont été recueillis de 1977 à 1979 (tableau 2). L'article de Brooks et Suchey était publié en **1990**. Leur méthode est toujours largement utilisée, notamment dans le domaine de l'anthropologie médico-légale. Les six stades morphologiques ont été élaborés à partir de la combinaison des stades I, II et III ; IV et V puis VII et VIII décrits par Todd (Katz, 1986 ; Brooks, 1990 ; Suchey, 1998).

Tableau 1 : Description morphologique des stades d'estimation de l'âge selon la méthode originale de Brooks et Suchey. D'après Brooks et Suchey (Brooks, 1990) et İşcan et Steyn (İşcan, 2013).

	Surface symphysaire	Noyaux d'ossification	Rempart ventral	Plateau dorsal	Bordure
Stade I	- Organisation transverse marquée	- Noyau supérieur peut-être visible	- Aucun	- Aucun	- Aucune
Stade II	- Organisation transverse toujours visible	- Noyaux d'ossification et délimitation des extrémités supérieure et inférieure	- Début de délimitation possible à l'une ou aux deux extrémités	- En cours	- En cours
Stade III	- Organisation transverse possible	- Extrémités complètes	- En cours	- Complet	- En cours
Stade IV	- « Vestiges » de crêtes et de sillons possibles	- Extrémités complètes - Tubercule pubien séparé	- Hiatus possible à l'extrémité supérieure - Ossification ligamentaire possible à l'extrémité inférieure	- Complet - Léger « lipping » possible	- Complète
Stade V	- Légère dépression	- Extrémités complètes - Tubercule pubien séparé	- Ossification ligamentaire	- « Lipping » modéré	- Complète - Erosion modérée
Stade VI	- Dépression - Forme irrégulière	- Extrémités complètes - Tubercule pubien séparé	- Erosion - Ossification erratique	- Erosion - Ossification erratique	- Erosion - Ossification erratique

Tableau 2 : Statistiques descriptives de l'échantillon de référence utilisé par Brooks et Suchey (Brooks, 1990).

Stade	Individus féminins (n = 273)			Individus masculins (n = 739)		
	Âge moyen	Écart-type	[95 %]	Âge moyen	Écart-type	[95 %]
I	19,4	2,6	15 - 24	18,5	2,1	15 - 23
II	25,0	4,9	19 - 40	23,4	3,6	19 - 34
III	30,7	8,1	21 - 53	28,7	6,5	21 - 46
IV	38,2	10,9	26 - 70	35,2	9,4	23 - 57
V	48,1	14,6	25 - 83	45,6	10,4	27 - 66
VI	60,0	12,4	42 - 87	61,2	12,2	34 - 86

I — 2.3. Après Brooks et Suchey : les reconstructions tridimensionnelles

Les techniques d'imagerie et notamment la tomodensitométrie sont de plus en plus utilisés en routine dans les Instituts Médico-Légaux (IML) (Poulsen, 2007). L'application de ces techniques au domaine de l'anthropologie avec comme objectif d'établir un profil biologique a montré de nombreux avantages.

En contexte judiciaire où une réponse rapide est souvent sollicitée pour l'enquête, ces techniques permettent un gain de temps, notamment, en comparaison de la préparation des os qui constitue un processus souvent long et fastidieux. Ainsi dans les cas médico-légaux, l'élimination de la phase de préparation osseuse peut être particulièrement utile pour les corps non identifiables (carbonisés ou décomposés). De plus, la réalisation d'un examen tomodensitométrique ne cause aucun dommage au matériel squelettique contrairement à la préparation osseuse qui peut endommager l'os lorsque le technicien n'est pas expérimenté. Par ailleurs, les images recueillies peuvent être facilement conservées pour analyse ultérieure ou contre-expertise sans aucune détérioration des données au fil du temps (Sidler, 2007 ; Dedouit, 2014). Enfin, ces images permettent l'étude de variables quantitatives telles que des mesures d'angle, de longueur, de densité... (Pasquier, 1999 ; Chiba, 2014 ; Villa, 2015).

Concernant l'apport de la tomodensitométrie à l'estimation de l'âge à partir de la symphyse pubienne, les premiers auteurs à scanner 74 surfaces symphysaires de pubis masculins sont Pasquier et coll. en **1999** (Pasquier, 1999). Dans cette étude, chaque caractéristique morphologique du système de Brooks et Suchey a été quantifiée avec un procédé spécifique : transformation de Fourier pour l'organisation transverse, mesure du rempart ventral et mesure de l'angle entre le rebord dorsal et la surface symphysaire pour le « lipping ». À ces variables ont été ajoutées d'autres caractéristiques quantitatives comme la texture de l'os trabéculaire par la mesure de la densité osseuse. En **2005**, les travaux de Telmon et coll. étaient en faveur de l'application de la méthode de Brooks et Suchey sur des images en 3 dimensions (3 D) en montrant que la perte d'information liée aux reconstructions 3 D des examens tomodensitométriques comparativement à l'os sec entraîne une erreur tout à fait acceptable dans l'attribution des stades (Telmon, 2005).

I — 3. Critiques de la méthode de Brooks et Suchey

I — 3.1. La variabilité inter-observateurs

Il est indéniable que l'attribution d'un stade à partir de critères morphologiques constitue une étape nécessairement subjective et des différences entre observateurs sont à prévoir. Comme l'évoquaient Baccino et coll. en 1999, l'expérience de l'observateur est un facteur important dans l'attribution d'un stade sur un indicateur osseux (Baccino, 1999). Ainsi, la variabilité inter-observateurs est parfois mentionnée comme une limite de la méthode, mais la littérature dispose de données contradictoires et cette question n'est pas définitivement tranchée.

I — 3.2. La variabilité inter-méthodes

La transposition des critères morphologiques de Brooks et Suchey à des images en 3 D a pour objectif final de s'affranchir de l'étape de préparation des os. Même si la comparaison directe de reconstructions 3 D sans passer par la phase de préparation osseuse a montré de nombreux avantages, certains éléments comme la masse, la texture osseuse ou encore la porosité sont absents sur une reconstruction. De plus, il existe donc un biais méthodologique que ce soit en pratique (pour estimer l'âge d'un individu) ou dans le domaine de la recherche (pour tester un échantillon) dès que l'on souhaite comparer des stades attribués à une ou des reconstructions tridimensionnelles à un échantillon de référence constitué d'os secs. Même si Telmon et coll. en 2005 montrent que l'application de la méthode de Brooks et Suchey à des reconstruction 3 D est possible (Telmon, 2005), la question qui sous-tend ce biais est la suivante : l'attribution d'un stade à partir de reconstructions tomodensitométriques tridimensionnelles est elle aussi fiable que celle à partir d'os secs comme dans la méthode initiale de Brooks et Suchey ?

I — 3.3. La prédiction par un âge moyen d'un stade morphologique et l'approche probabiliste

Dans la méthode originale de Brooks et Suchey, l'âge estimé correspond à l'âge moyen du stade observé associé à un écart-type. Il est toutefois important de noter que l'intervalle habituellement associé au stade n'est pas un intervalle de confiance et ne permet donc pas de définir une marge d'erreur. Il s'agit simplement de l'intervalle comprenant 95 % des individus. Même si cette approche reste informative et pertinente, elle ne rend pas totalement compte de la réalité. En effet, dans un échantillon de référence, plusieurs « états » d'un indicateur sont présents dans plusieurs

groupes d'âge. Ainsi, plusieurs auteurs ont souligné l'intérêt d'une approche par le calcul des probabilités *a posteriori* (théorème de Bayes) (Kimmerle, 2008a).

L'approche probabiliste apporte une information prédictive en prenant en compte tous les individus de l'échantillon de référence. En plus d'apporter une prédiction, elle permet une mesure de l'incertitude. Même en cas de réponse imprécise, la formulation des résultats sous forme de probabilité d'appartenir à des classes d'âge préalablement déterminées semble plus pertinente dans un contexte médico-légal (Miranker, 2016). Le calcul des probabilités *a posteriori* semble ainsi être une étape nécessaire aux médecins légistes-anthropologues, car elle permet de répondre à la question suivante : compte tenu de la variabilité de l'évolution des indicateurs d'âge, quelle est la probabilité de classer un individu dans un groupe d'âge par rapport à un autre ?

Le théorème de Bayes comporte trois concepts importants. Tout d'abord, la probabilité *a priori* correspond à la probabilité pour un individu d'appartenir à un groupe d'âge défini avant l'attribution du stade. Ensuite, la probabilité conditionnelle est la probabilité pour un individu d'appartenir à un stade connaissant son groupe d'âge. Enfin, la probabilité *a posteriori* est la probabilité pour un individu d'appartenir à un groupe d'âge connaissant la probabilité *a priori* et le stade observé (Lucy, 1996). La formule mathématique générale est la suivante :

$$P(A|B) = \frac{P(B|A)P(A)}{P(B)}$$

où

- $P(A)$ correspond à la probabilité *a priori* de l'évènement A (probabilité *a priori* d'appartenir à un groupe d'âge avant l'attribution du stade) ;
- $P(B|A)$ correspond à la probabilité conditionnelle de B sachant A ou vraisemblance (probabilité d'appartenir à un stade connaissant le groupe d'âge) ;
- $P(B)$ correspond à la probabilité *a priori* de l'évènement B (probabilité *a priori* d'appartenir à un stade quel que soit le groupe d'âge) ;
- le rapport $\frac{P(B|A)}{P(B)}$ est appelé vraisemblance standardisée ;
- et enfin $P(A|B)$ correspond à la probabilité conditionnelle de A sachant B ou probabilité *a posteriori* (probabilité pour un individu d'appartenir à un groupe d'âge connaissant la probabilité *a priori* du groupe d'âge et le stade observé).

En pratique, dans un échantillon de référence, $P(A)$ et $P(B)$ sont connus et $P(B|A)$ est simple à calculer à partir des fréquences des individus dans chaque groupe d'âge et pour chaque stade. La méthode de calcul pas à pas a été décrite pour un exemple similaire dans les travaux de thèse de Schmitt en 2001 (Schmitt, 2001).

I — 4. L'importance de l'échantillon de référence

I — 4.1. Variabilité populationnelle ou variations synchroniques

De nombreux chercheurs ont testé la méthode de Brooks et Suchey sur plusieurs échantillons issus de différentes populations. En 1952, Hanihara appliquait la méthode de Todd à 135 squelettes masculins japonais et trouvait une tendance à surestimer l'âge de certains individus (Hanihara, 1952). De la même façon Sinha et Gupta en 1995 ont trouvé des âges de développement plus précoce pour des individus indiens (Sinha, 1995).

En effet, l'estimation de l'âge est potentiellement affectée par les variations interpopulations lorsque l'origine biogéographique de l'individu dont l'âge est estimé est différente de celle des individus constituant l'échantillon de référence. Ainsi, la méthode de Brooks et Suchey a été testée sur de nombreux échantillons issus de plusieurs zones géographiques et les chercheurs ont souligné des différences notables dans le développement des caractéristiques morphologiques de la symphyse pubienne. Ainsi, dès 1992 Klepinger recommandait l'utilisation de méthode « population spécifique » (Klepinger, 1992). De la même façon et quel que soit l'origine de l'échantillon testé, des auteurs ont souligné la nécessité de normes « régionales » pour l'estimation de l'âge (Berg, 2008 ; Chen, 2011).

En 2008, Kimmerle et coll. dans leur étude sur un échantillon des Balkans fournissaient de nouveaux groupes d'âge par stade ainsi qu'un atlas photographique des changements observés pour ces groupes d'âge (Kimmerle, 2008a). İşcan et Steyn dans le chapitre « skeletal age » de leur ouvrage « The human skeleton in forensic medicine » recommandent d'utiliser ces nouvelles normes pour des individus européens (İşcan, 2013).

Mais la fiabilité de la méthode de Brooks et Suchey n'a jamais été testée sur un échantillon d'individus français.

I — 4.2. Évolution séculaire ou variations diachroniques

Dès la fin du XIX^{ème} siècle, le nombre d'exemptions au service militaire pour défaut de taille ne cesse de diminuer. C'est ce constat qui fut à l'origine des recherches sur l'évolution séculaire. Elle a été décrite à plusieurs reprises en anthropobiologie et contribue à expliquer la variabilité humaine. Il s'agit de l'évolution, durant la fin du XX^{ème} siècle, du développement physique et de la maturation observée d'une génération à l'autre. Le caractère mésologique de cette évolution a été démontré et

une « évolution positive » (une augmentation des dimensions corporelles et un âge de puberté plus précoce) a été corrélée durant la fin du XX^{ème} siècle à de meilleures conditions de vie en matière d'hygiène, de soins médicaux et d'alimentation (Vercauteren, 2003). Les arguments permettant d'étayer l'origine environnementale de cette évolution ne manquent pas, et en 1999 Bielicki rappelle, les éléments suivants :

- les modifications observées sont similaires dans tous les groupes socioéconomiques ;
- il existe un parallélisme évident entre cette évolution et les paramètres considérés comme bons indicateurs d'un meilleur niveau de vie ;
- lorsqu'une « évolution séculaire négative » se produit, elle coïncide avec une période de crise ou de guerre ;
- cette évolution est minime voire absente dans les régions présentant peu ou pas d'amélioration des conditions de vie (Afrique subsaharienne et certains quartiers de Mexico) (Bielicki, 1999).

Les travaux initiaux portaient sur l'augmentation de la taille et du poids, ainsi que sur l'âge du début de la puberté. Par la suite, le champ des recherches s'est élargi. On peut citer, à titre d'exemple, l'évolution séculaire de la morphologie du neuro- et du splanchno-crâne (Jantz, 2000). Mais l'avancement de l'âge de début de la puberté est intéressant étant donné qu'il reflète une accélération du rythme de croissance. On peut émettre l'hypothèse que si l'âge de la puberté avance, les processus de maturation osseuse seraient également plus précoces. Les individus atteignent-ils, selon la méthode de Brooks et Suchey, le stade II et III plus précocement aujourd'hui que dans les années 70 où a été constitué l'échantillon de référence ? Ce phénomène entraînerait de fait une surestimation des individus les plus jeunes. De la même façon, une amélioration des conditions de vie pourrait-elle être à l'origine d'une dégénérescence osseuse plus tardive, expliquant ainsi en partie une sous-estimation des individus les plus âgés ?

Enfin, Hoppa en 2000 rappelle que pour estimer des paramètres démographiques ou un âge individuel sur des populations anciennes, une affirmation doit être acceptée : « le profil des changements d'âge observés dans les populations de référence modernes n'est pas significativement différent de celui observé dans les populations passées » (Hoppa, 2000). Toutefois, cette question est peu étudiée compte tenu de la rareté relative d'échantillon ancien d'âge connu. Hoppa compare l'échantillon de référence de Brooks et Suchey à deux échantillons cibles indépendants : un échantillon médico-légal représentatif du XX^{ème} siècle (Klepinger, 1992) et un échantillon archéologique élaboré à partir de l'échantillon de Spitalfields du XVIII^{ème} et XIX^{ème} siècle (Molleson, 1993). L'hypothèse initiale est que les changements observés sur la symphyse dans les échantillons de référence actuels ne s'appliquent pas aux populations passées. Toutefois, ce travail

portant sur les variations dans le temps apporte des éléments de réponse. Les résultats vont dans le sens d'une sous-estimation de l'âge et les différences de stade moyen entre les trois échantillons (par groupe de 10 ans) sont significatives pour les individus féminins de plus 30 ans. Il conclut par des recommandations de prudence pour l'utilisation des « critères de vieillissement ostéologique » et des transpositions de normes anciennes et modernes.

I — 4.3. Effet de la structure par âge de l'échantillon de référence

La paléodémographie est une discipline qui permet d'estimer la structure par âge et les paramètres démographiques (taux de natalité, de mortalité...) d'une population inhumée. Les auteurs ont constaté depuis les années 1980 certaines erreurs systématiques liées à l'effet de l'échantillon de référence utilisé et plus précisément à sa structure par âge. Bocquet-Appel et Masset ont été les premiers chercheurs à mettre en évidence ces effets. Les différentes contributions dans ce domaine ont souligné plusieurs erreurs systématiques comme la « régression à la moyenne » ou encore la « disparition » de la dernière classe d'âge. De façon générale, il est intéressant de retenir que la structure par âge de l'échantillon cible avait tendance à tendre vers celle de l'échantillon de référence (Bocquet-Appel, 1982 ; Bocquet-Appel, 1996, Konigsberg, 1992 ; Usher, 2002). Ces travaux concernent le champ de la paléodémographie et ne traitent pas de l'estimation de l'âge au décès d'un individu. Toutefois, il semble raisonnable de transposer ce raisonnement.

Les collections constituées à partir de séries d'autopsie sont très utiles, car bien documentées et pour lesquelles l'âge réel est sûr. Toutefois, ce sont des échantillons particuliers au sein desquels la mortalité n'est pas naturelle et les individus sont principalement jeunes et de sexe masculin. Ainsi l'attraction à la moyenne semble à l'origine d'une surestimation des jeunes, mais aussi et surtout d'une sous-estimation des individus les plus âgés. Si l'échantillon de référence est peu représenté pour les individus les plus âgés, le problème de leur « sous-estimation » sera toujours prégnant. En effet si l'on envisage un exemple caricatural, comment peut-on estimer correctement l'âge d'un individu de 98 ans alors qu'aucun individu de cet âge n'est représenté dans l'échantillon de référence ? Cette tendance est d'ordre méthodologique (Ayckroyd, 1999 ; Cox, 2000 ; Jones, 2001).

I — 5. L'estimation de l'âge pour les « dernières décades »

Outre le biais méthodologique lié à l'attraction à la moyenne, les modèles de maturation, mais surtout de dégénérescence sont soumis à des variations de plus en plus importantes avec l'âge compte tenu de l'influence de facteurs intrinsèques, mais aussi mésologiques. Par conséquent, l'attribution d'un stade n'est pas seulement liée à l'âge, mais à plusieurs de ces facteurs comme le statut en vitamine D, des facteurs hormonaux, génétiques ou encore des variables biomécaniques (Jackes, 2000 ; Mays, 2015). De la même façon, Merritt et Wescott ont contribué à quantifier l'effet de la masse corporelle sur l'estimation de l'âge. Il est possible de résumer leur résultat de la façon suivante : l'âge au décès a une tendance à être surestimé avec l'augmentation de la masse corporelle probablement en lien avec une augmentation des contraintes biomécaniques sur cette région entraînant une maturation et une dégénérescence plus précoces. Toutefois, compte tenu d'une tendance générale à la sous-estimation, les erreurs absolues semblent moins importantes pour les individus obèses (Wescott, 2015 ; Merritt, 2017).

Par ailleurs, certains auteurs notent que cette variabilité est exacerbée chez les individus féminins, car elle serait également soumise à des facteurs hormonaux (ménopause), mais aussi à l'existence plus fréquente d'une ostéoporose ou encore à la survenue de traumatismes obstétricaux (Hoppa, 2000 ; Berg, 2008 ; Suchey, 1998). En 2016, Bongiovani a montré que la transition entre les stades IV/V et V/VI est significativement plus précoce chez les femmes ayant eu au moins un accouchement par voie basse que chez les nullipares (Bongiovanni, 2016).

Cette approche multifactorielle explique l'augmentation de la variabilité avec l'âge et par conséquent le fait que l'estimation de l'âge à partir de la symphyse pubienne est souvent imprécise et peu fiable pour les individus dans les dernières décennies de vie. Le seuil des 40 ans est souvent évoqué, certains auteurs constatant notamment que les résultats sont considérablement améliorés après le retrait des individus de plus de 40 ans (Hoppa, 2000 ; Schmitt, 2004 ; Baccino, 1991).

I — 6. Problématiques et objectifs

En biologie, la stabilité est l'exception et la variabilité est la règle. C'est dans cette variabilité mesurable que la fiabilité réside. Quel que soit la méthode ou l'indicateur, c'est avant tout la prudence qui guide l'anthropologue. C'est aussi la prudence qui amène à certains questionnements.

L'échantillon de référence utilisé pour la méthode de Brooks et Suchey est issu d'une collection de médecine légale où les individus masculins et jeunes sont surreprésentés. Il est composé d'individus américains dont l'origine biogéographique est connue et a été constitué à la fin des années 1970. Cet échantillon est-il toujours adapté pour une utilisation à des fins médico-légales, aujourd'hui en France ? Serait-il possible de proposer un « ré-échantillonnage de la méthode » à partir d'examen tomodensitométriques cliniques ?

Dans ce travail, le mot virtuel est utilisé pour décrire l'échantillon constitué à partir de reconstructions tridimensionnelles. Cette acception correspond à la définition du mot anglais « virtual » : conçu par un programme informatique pour reproduire une réalité matérielle.

Les trois questions posées à l'origine de ce travail sont les suivantes :

Question n° 1 : un médecin légiste-anthropologue peut-il utiliser la méthode de Brooks et Suchey pour estimer l'âge au décès d'un individu dont les ossements ont été trouvés en France aujourd'hui ?

Objectif n° 1 : tester la fiabilité de la méthode de Brooks et Suchey sur un échantillon virtuel d'individus masculins français contemporains.

Question n° 2 : quel est l'effet de la structure par âge de l'échantillon de référence sur la fiabilité de la méthode de Brooks et Suchey ?

Objectif n° 2 : tester la fiabilité de la méthode de Brooks et Suchey sur deux échantillons virtuels de structure d'âge différente composés d'individus masculins français contemporains.

Question n° 3 : un nouvel échantillon de référence virtuel composé d'individus français contemporains permettrait-il d'améliorer la fiabilité de la méthode de Brooks et Suchey ?

Objectif n° 3 : tester un échantillon de référence virtuel avec une répartition uniforme de l'âge afin d'améliorer la fiabilité de l'estimation de l'âge chez les personnes de plus de 40 ans.

II — La fiabilité de la méthode de Brooks et Suchey

Question n° 1 : un médecin légiste-anthropologue peut-il utiliser la méthode de Brooks et Suchey pour estimer l'âge au décès d'un individu dont les ossements ont été trouvés en France aujourd'hui ?

Objectif n° 1 : tester la fiabilité de la méthode de Brooks et Suchey sur un échantillon virtuel d'individus masculins français contemporains.

Ce chapitre a fait l'objet d'une communication au 49^{ème} congrès international francophone de Médecine légale le 25 juin 2015 à Toulouse¹ et d'un article publié dans la revue *Forensic Science International*² (annexe 1).

¹Savall, F., Rérolle, C., Hérin, F., Dedouit, F., Rougé, D., Telmon, N., Saint-Martin, P., 2015. Un anthropologue peut-il encore utiliser la méthode de Brooks et Suchey pour estimer l'âge au décès d'un individu dont les restes osseux seraient découverts aujourd'hui en France ? 49ème congrès international francophone de médecine légale. Toulouse, France.

²Savall, F., Rérolle, C., Hérin, F., Dédouit, F., Rougé, D., Telmon, N., Saint-Martin, P., 2016. Reliability of the Suchey-Brooks method for a French contemporary population. *Forensic Science International* 266, 586.e1–e5.

II — 1. Matériel

II — 1.1. La base de données virtuelle

Nous avons réalisé une étude rétrospective à partir d'examens tomodensitométriques cliniques de symphyse pubienne réalisés dans deux Centres Hospitalo-Universitaires (CHU) entre janvier 2013 et juillet 2014 (Toulouse et Tours, France). Les examens tomodensitométriques étaient indiqués dans un contexte de pathologies abdominales. Tous les comptes rendus ont été lus et toutes les coupes tomodensitométriques ont été observées à la recherche d'état antérieur susceptible d'interférer avec l'attribution d'un stade selon la méthode de Brooks et Suchey. Les individus ayant des antécédents de maladie osseuse ou de traumatisme pelvien et les patients présentant des matériaux causant des artéfacts comme les arthroplasties de la hanche ont été exclus (figure 1). Un total de 680 examens tomodensitométriques d'individus masculins a été inclus.

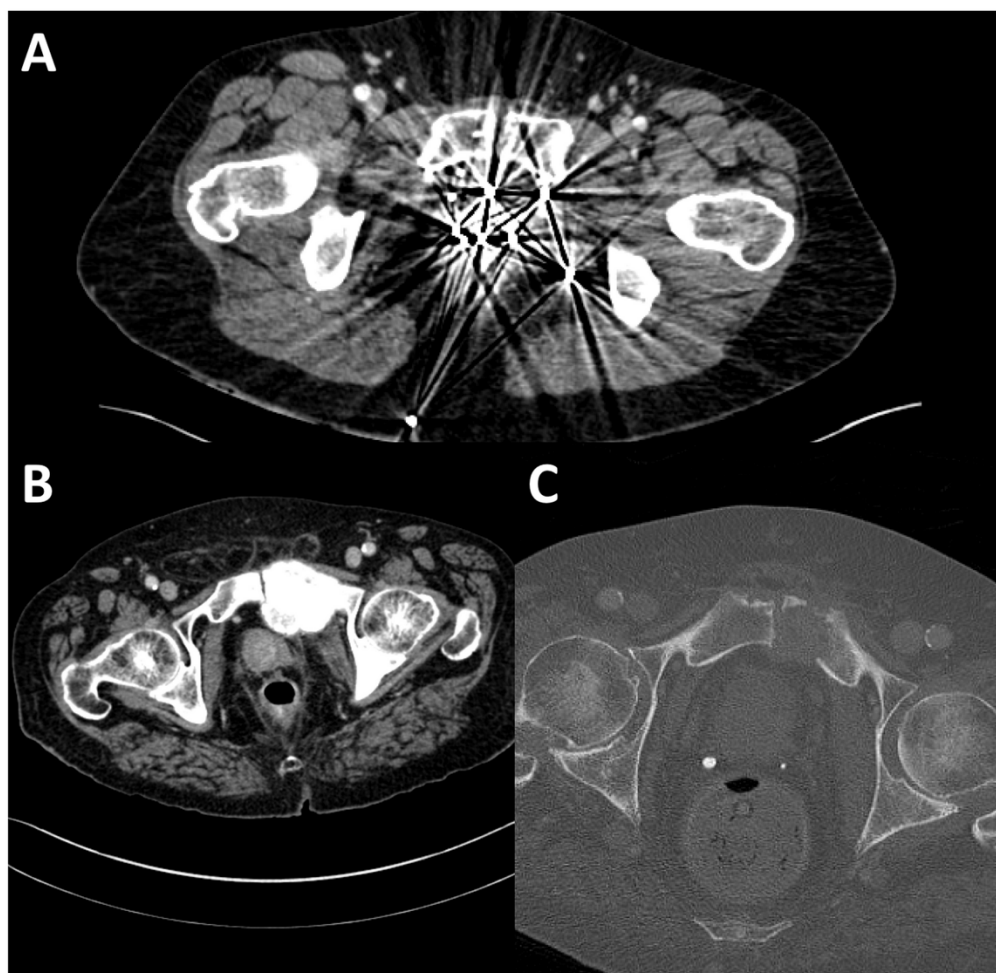


Figure 1 : Exemples d'individus ayant été exclus compte tenu d'antécédents susceptibles d'interférer avec l'attribution d'un stade : projectiles balistiques de type plomb (1A) et lésions osseuses secondaires ostéocondensantes (1B) et ostéolytiques (1C).

II — 1.2. L'échantillon de référence

L'échantillon de référence était celui de l'étude initiale de Brooks et Suchey. La base de données comprenait 720 surfaces symphysaires correspondant à des os secs d'individus de sexe masculin. L'âge moyen était de 40,5 ans (âge minimum = 14 ans ; âge maximum = 92 ans et écart-type = 18 ans) (Brooks, 1990). Cet échantillon sera nommé EBSM pour « Échantillon de Brooks et Suchey Masculins ».

II — 2. Méthode

II — 2.1. Acquisition des examens tomodensitométriques

Les images tomodensitométriques ont été obtenues à l'aide du système d'archivage et de communication d'images (PACS, McKesson Medical Imaging Group, Richmond, C.-B., Canada) utilisé par les deux CHU. Ces examens ont été effectués sur un scanner Sensation 16 (Siemens, Erlangen, Allemagne) avec une collimation de 16 x 1,5 mm. La résolution des images était de 512 x 512 pixels. Un filtre de type « tissu mou » a été utilisé. Les reconstructions axiales ont été effectuées tous les 2 mm.

Les images ont été enregistrées au format d'imagerie numérique et de communications en médecine (DICOM), et le traitement a été effectué à l'aide du logiciel Amira 5.4.2 (Mercury Computer System, Inc., Chelmsford, MA).

Selon la loi française, les résultats des examens d'imagerie médicale peuvent être utilisés rétrospectivement sans le consentement du patient lorsque ces examens ont été effectués à des fins cliniques et lorsqu'ils ont été enregistrés anonymement (article 40-1, loi 94-548 du 1er juillet 1994). Les données et les images ont été enregistrées de façon anonyme avec seulement le sexe et l'âge du patient enregistrés au moment de la réalisation de l'examen.

II — 2.2. Analyse morphologique en 3 D

La surface symphysaire gauche a été sélectionnée arbitrairement. L'acquisition des images en 3 D des symphyses pubiennes a été effectuée à l'aide de la fonction « *Isosurface* » du logiciel Amira[®]. Les surfaces symphysaires gauches ont été isolées et éditées à l'aide des fonctions « *ExtractSurface* » et « *Surface Editor* » (figure 2).

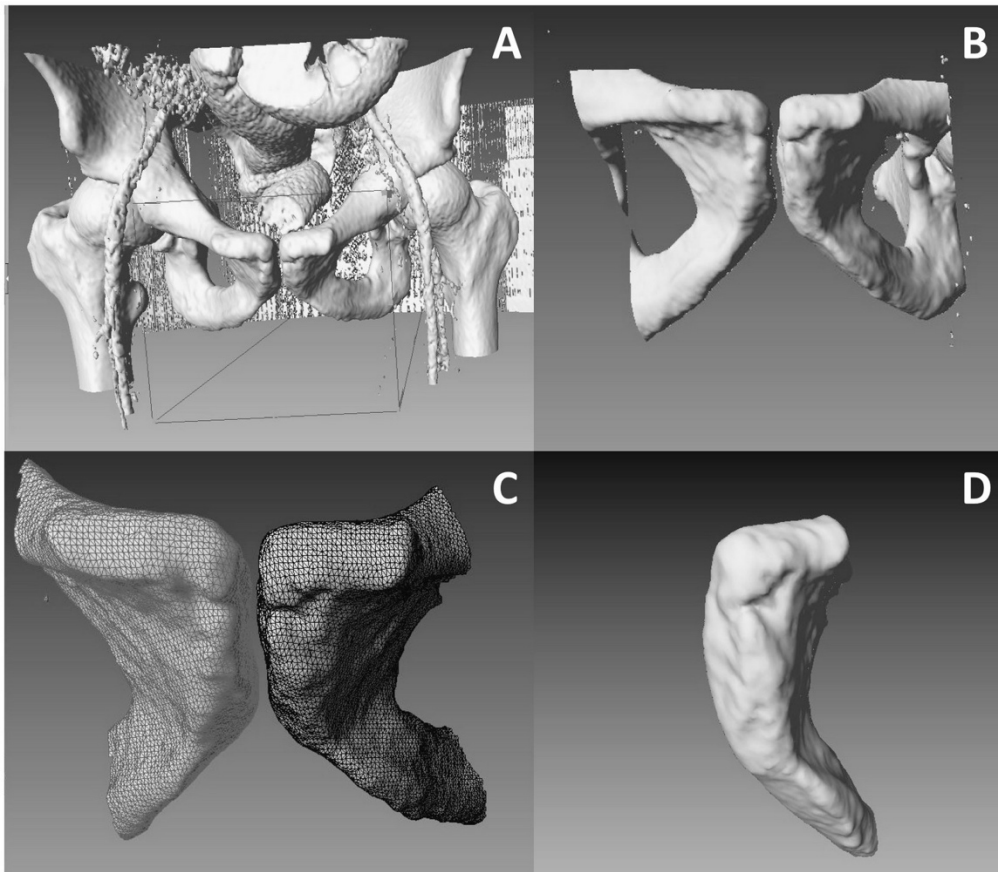


Figure 2 : Acquisition des surfaces symphysaires gauches en 3 D : cadrage (« *Crop* ») et fonction « *Isosurface* » (2A et 2B) puis fonctions « *ExtracSurface* » et « *Surface Editor* » (2C) permettant l'acquisition en 3 D de la surface symphysaire gauche (2D).

Les observateurs pouvaient faire pivoter les images dans les 3 dimensions. Un stade a été attribué par deux observateurs (NT et FS) pour chaque surface symphysaire selon la méthode proposée par Brooks et Suchey (Brooks, 1990). Les images ont été analysées sans connaissance de l'âge du sujet et sans ordre préconçu. Des captures d'écran de surfaces symphysaires représentatives des 6 stades conformément à la méthode de Brooks et Suchey sont illustrées à la figure 3.

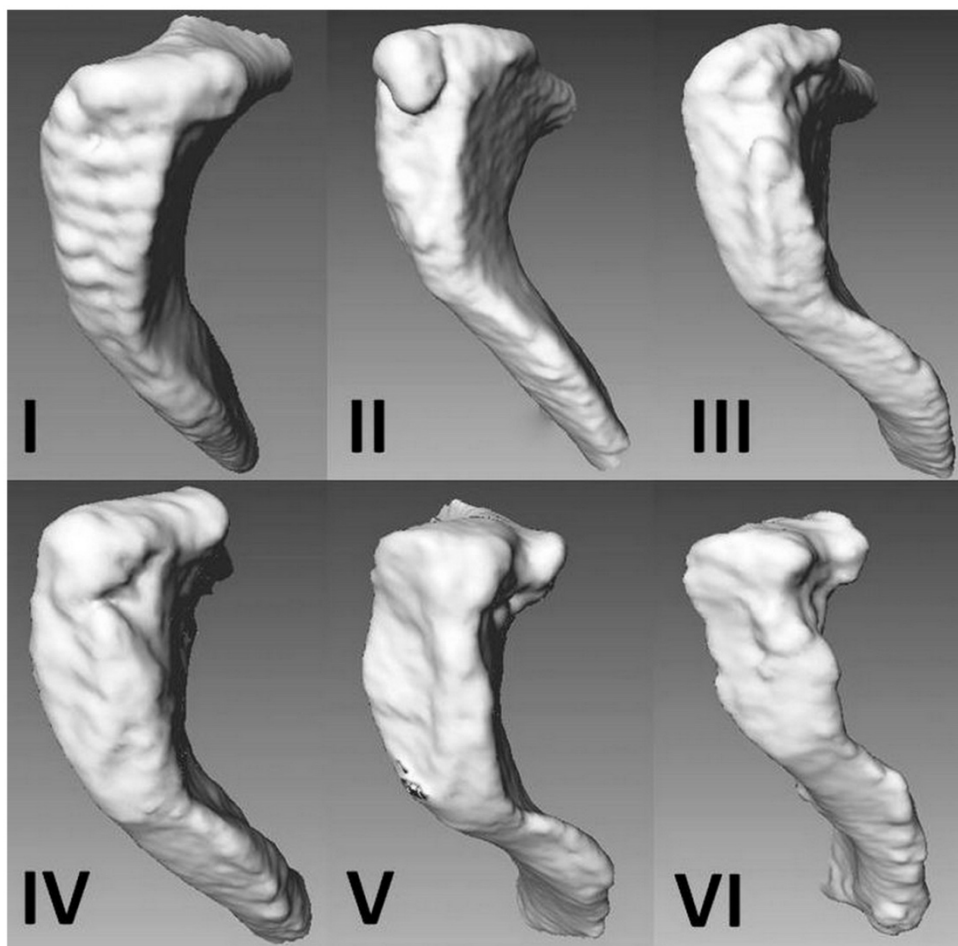


Figure 3 : Surfaces symphysaires gauches représentatives des 6 stades selon les critères morphologiques proposés par Brooks et Suchey (Brooks, 1990).

II — 2.3. Analyses statistiques

Les analyses statistiques et les représentations graphiques ont été réalisées avec le logiciel R 3.3.3 (R Development Core Team, 2008).

II — 2.3.a. Variabilité intra- et inter-observateurs de l'attribution du stade

Pour étudier les effets de la variabilité intra-observateur, l'observateur principal (FS) a effectué une observation de 80 individus tirés au sort et une deuxième observation de ces mêmes individus 2 mois après la première. Pour évaluer les effets de la variabilité inter-observateurs, le deuxième observateur (NT) a effectué l'observation de ces mêmes 80 individus. Dans chaque cas, les coefficients Kappa de Cohen avec pondération quadratique ont été calculés (Cohen, 1960).

II — 2.3.b. Statistiques descriptives

Les moyennes d'âge de notre échantillon et de l'échantillon de Brooks et Suchey ont été comparées avec le test de Mann Whitney. La corrélation entre l'âge et le stade a été testée à l'aide de la corrélation de Spearman. Les histogrammes chevauchants des individus des deux échantillons ont été représentés pour chaque stade. Le stade moyen pour chaque intervalle d'âge de 10 ans a été calculé.

II — 2.3.c. Fiabilité

La fiabilité a été testée par le calcul de la précision (erreur absolue) et du biais (erreur relative) (Lovejoy, 1985b ; Saunders, 1992). La fiabilité a été calculée pour chaque intervalle d'âge de 10 ans en considérant que l'âge estimé pour les individus de notre échantillon correspondait à l'âge moyen du stade correspondant de l'échantillon de Brooks et Suchey. La précision permettait d'évaluer l'erreur absolue moyenne alors que le biais exprimait la tendance à la sur- ou à la sous-estimation de l'âge. Ils se calculent de la façon suivante :

$$\text{Précision (erreur absolue)} = \frac{\sum |\text{âge estimé} - \text{âge réel}|}{n}$$

$$\text{Biais (erreur relative)} = \frac{\sum (\text{âge estimé} - \text{âge réel})}{n}$$

II — 3. Résultats

II — 3.1. Variabilité intra- et inter-observateurs de l'attribution du stade

Les variabilités intra- et inter-observateurs montraient un « accord presque parfait » avec des valeurs de coefficient de kappa respectivement de 0,88 ($p < 0,001$) et 0,73 ($p < 0,001$). Il s'agissait d'erreurs d'un seul stade sauf entre les stades III et V pour deux individus.

II — 3.2. Notre échantillon : statistiques descriptives

Notre échantillon sera nommé EPFM pour « Échantillon de Population Française Masculins ». Il comprenait 680 surfaces symphysaires pubiennes gauches, virtuelles, d'individus masculins (âge moyen = 46,3 ans ; min = 15 ans ; max = 92 ans et écart-type = 22).

La figure 4 montre la distribution par âge des échantillons EBSM et EPFM. Au sein de l'échantillon EPFM, les stades adjacents avaient des moyennes d'âge significativement différentes et les âges étaient significativement corrélés aux stades (Spearman's $\rho = 0,81$; $r^2 = 0,656$ et $p < 0,0001$).

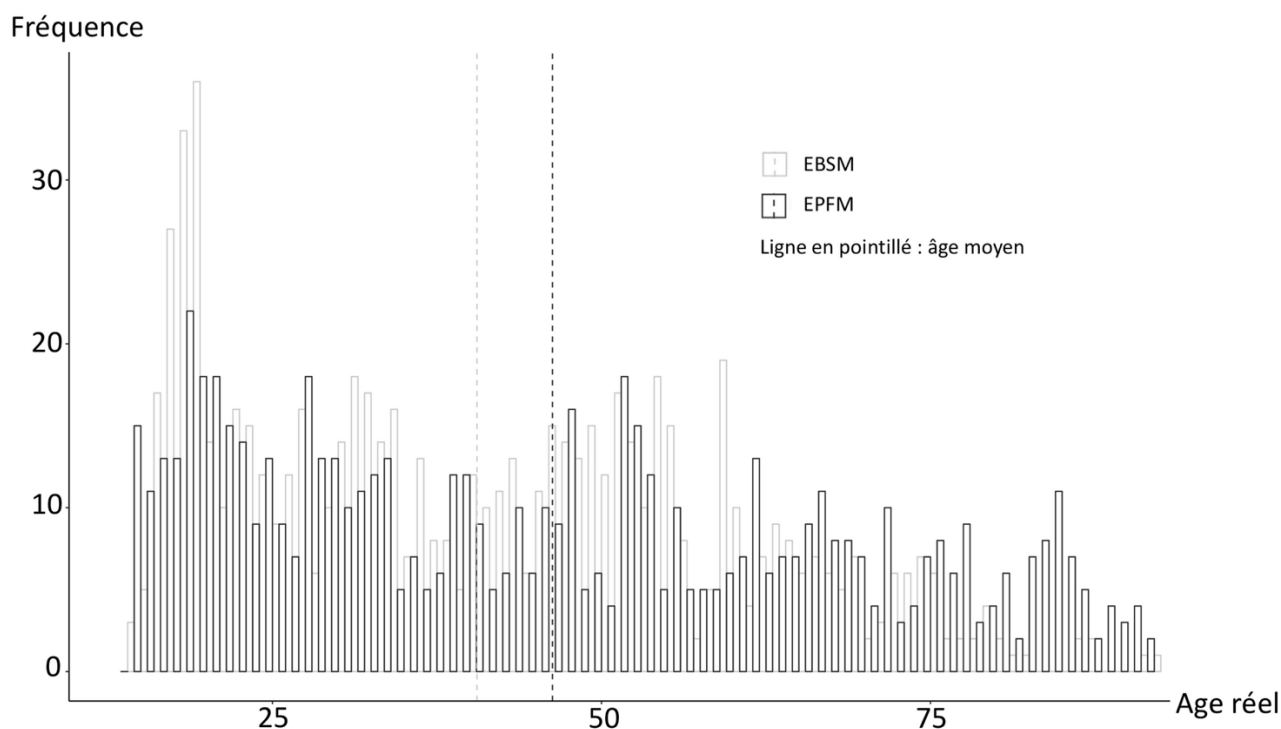


Figure 4 : Histogrammes chevauchants de distribution par âge des échantillons EBSM et EPFM.

Le tableau 3 indique que les âges moyens pour les stades I et II étaient significativement plus faibles dans EPFM que dans EBSM mais qu'en revanche, ils étaient significativement plus élevés dans EPFM que dans EBSM pour les stades IV, V et VI.

Tableau 3 : Statistiques descriptives par stade pour les échantillons EBSM et EPFM (ns = non significatif).

Stades	EBSM				EPFM				EBSM-EPFM
	n	min	max	âge moyen	n	min	max	âge moyen	p
I	132	14	24	18	53	15	28	17,2	0,025
II	52	17	36	23,5	68	16	34	21	< 0,001
III	40	20	48	29,5	67	19	69	31,5	ns
IV	154	22	71	36,7	142	21	81	40,5	0,007
V	137	26	80	46,5	259	22	91	56,2	< 0,001
VI	205	31	92	60,4	91	41	92	73,7	< 0,001

À l'exception du stade III où les résultats n'étaient pas significatifs, ces résultats sont compatibles avec une surestimation de l'âge réel pour les stades I et II et une sous-estimation de l'âge réel pour les stades IV, V et VI. Ces résultats sont représentés sur des histogrammes chevauchants (figure 5). Pour plus de clarté, seuls les stades II et V sont représentés dans le corps du manuscrit. Les histogrammes chevauchants pour chaque stade seront représentés en annexe (annexe 2).

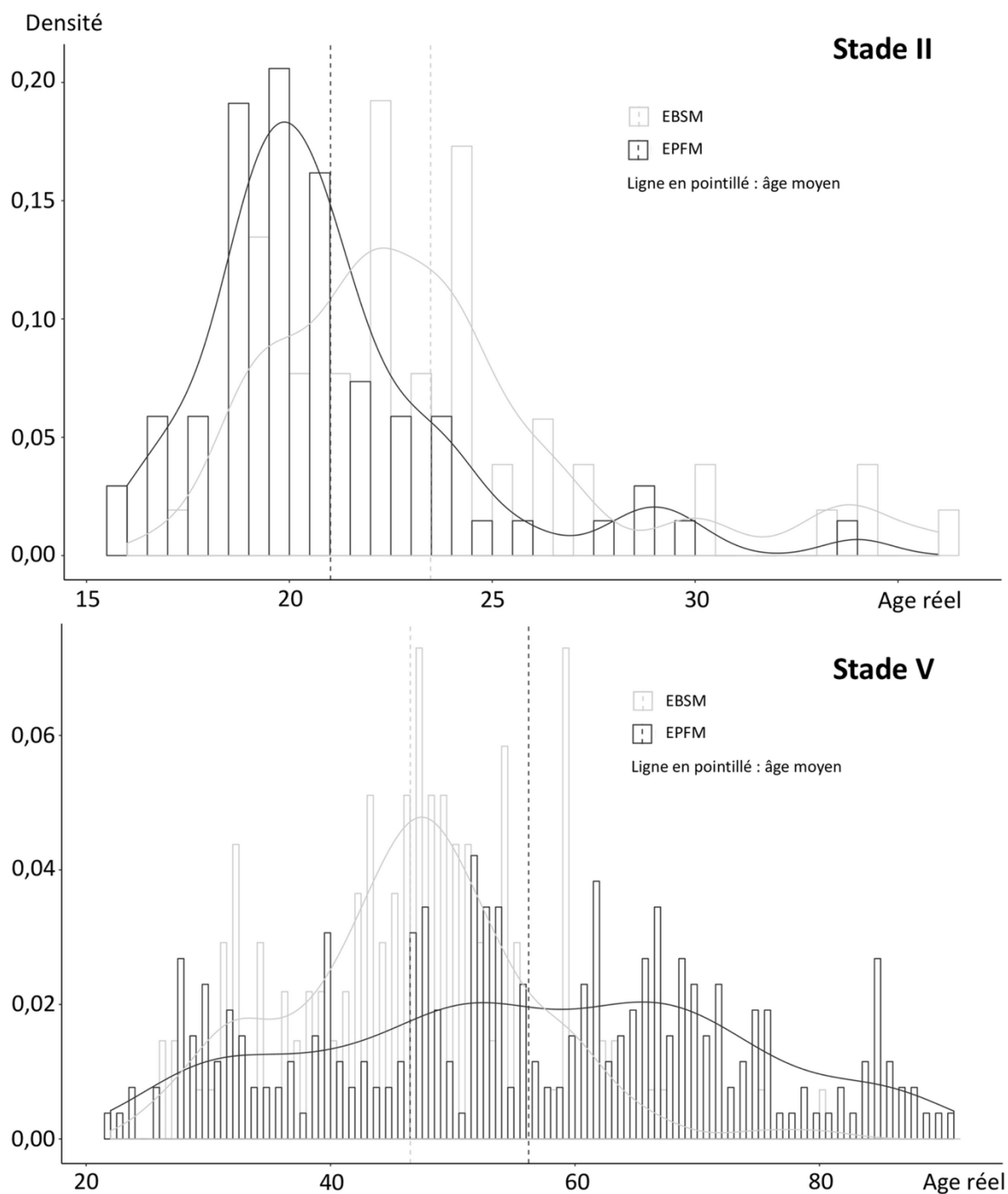


Figure 5 : Histogrammes chevauchants de distribution par âge des échantillons EBSM et EPFM pour les stades II et V.

Les stades moyens ont été calculés pour chaque intervalle de 10 ans pour EBSM et EPFM (figure 6). En raison du nombre de sujets âgés, les individus de plus de 75 ans ont été groupés. Les stades moyens de l'échantillon de référence EBSM étaient significativement plus faibles pour le groupe d'âge de 14 à 25 ans ($p < 0,0001$) et significativement plus élevés pour les individus de plus de 35 ans ($p < 0,0001$ sauf pour les 36-45, $p < 0,05$).

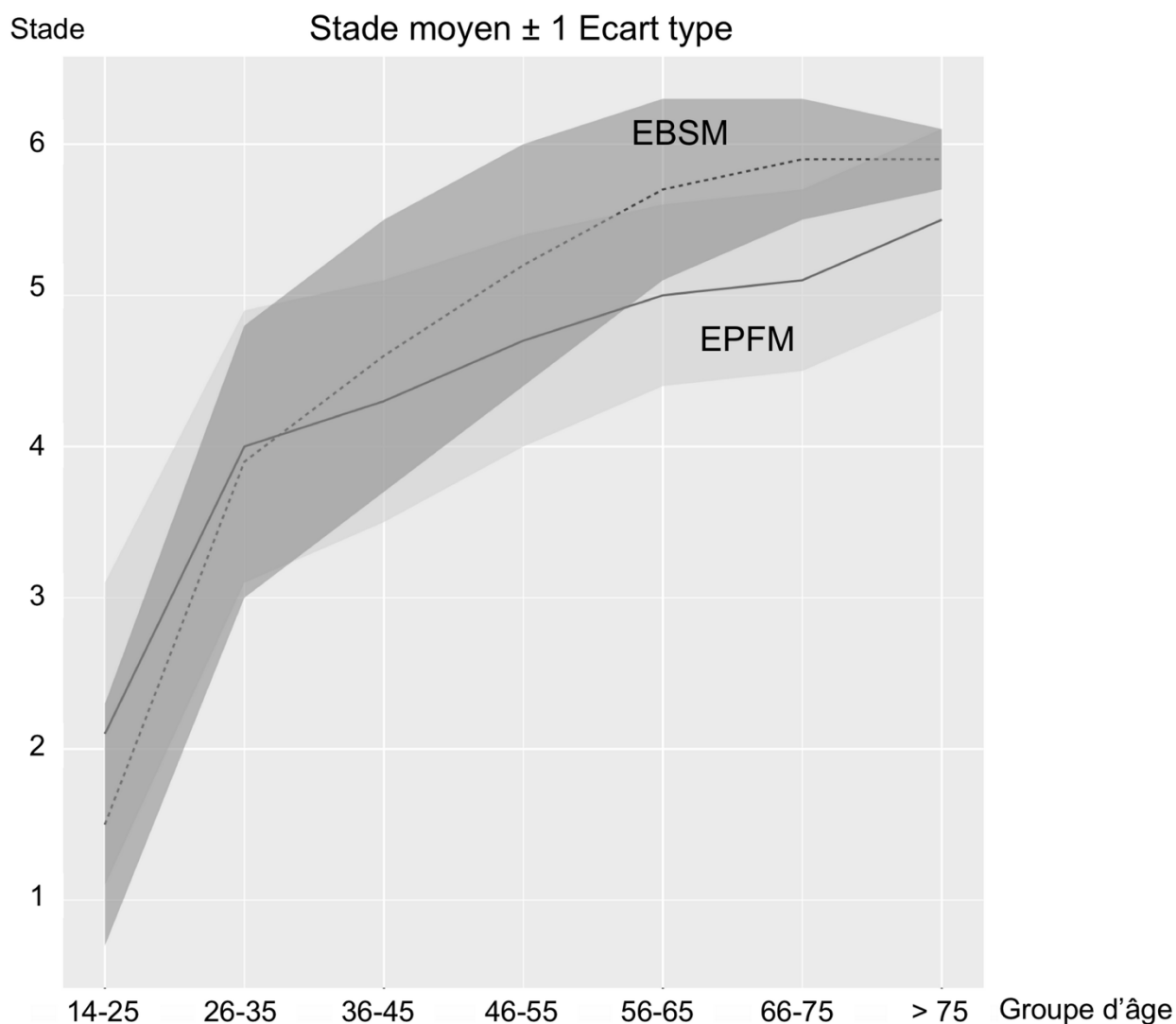


Figure 6 : Évolution du stade moyen par intervalle de 10 ans d'âge pour les échantillons EBSM et EPFM.

II — 3.3. Fiabilité

Les erreurs absolues (précision) et les erreurs relatives (biais) par intervalle d'âge de 10 ans sont retranscrites dans le tableau 4. Ces erreurs augmentent avec l'âge et l'erreur absolue dépasse le seuil des 20 ans pour les personnes de plus de 65 ans. On note une tendance générale à surestimer l'âge des individus les plus jeunes et à sous-estimer l'âge des individus les plus âgés.

Tableau 4 : Erreurs absolues (précision) et erreurs relatives (biais) par intervalle d'âge de 10 ans lorsque l'âge estimé correspond à l'âge moyen du stade correspondant de l'échantillon de Brooks et Suchey (EBSM).

Groupe d'âge	Erreur absolue /précision (ans)	Erreur relative / biais (ans)
15–25	4,5	4,2
26–35	7,9	6,2
36–45	6,9	-1,2
46–55	8,4	-6,9
56–65	14,1	-13,6
66–75	22,4	-22,4
76–85	27	-27
86–95	33	-33
Total	12	-6,7

II — 4. Discussion

Des études antérieures ont soulevé la question des difficultés à utiliser la méthode Suchey-Brooks sur des échantillons en dehors des États-Unis. La question posée à l'origine de ce travail est : un médecin légiste peut-il utiliser la méthode Brooks et Suchey pour estimer l'âge à la mort d'un individu dont les restes osseux seraient retrouvés en France aujourd'hui ? La fiabilité de la méthode de Brooks et Suchey a été testée.

L'erreur absolue (précision) était de plus de 20 ans pour les personnes de plus de 65 ans. Cette valeur est supérieure à celle mentionnée par Rissech et coll. en 2011, par Schmitt en 2004 et par Lottering et coll. en 2013, respectivement pour des échantillons espagnol, thaïlandais et australien (Rissech, 2012 ; Schmitt, 2004 ; Lottering, 2013). Bien que les méthodes de ces études étaient différentes, ce manque de précision est inacceptable dans un contexte médico-légal de découverte de restes osseux. Par ailleurs, nous notons des erreurs relatives (biais) positives pour les individus les plus jeunes (15-35 ans) et négatives (jusqu'à -30 ans) pour les individus plus âgés. Ces « surestimations des jeunes » et « sous-estimations des vieux » étaient similaires aux résultats de Lottering et coll. sur un échantillon australien (Lottering, 2013). La sous-estimation de l'âge pour les individus les plus âgés semble être un problème récurrent (Hoppa, 2000). Dans notre étude, cette sous-estimation était considérable pour les individus de plus de 50 ans.

Les limites de notre étude étaient l'absence d'individus féminins et l'absence de recueil de certaines caractéristiques telles que l'origine géographique ou le statut socioéconomique qui n'étaient pas accessibles dans le compte rendu des examens tomодensitométriques.

En synthèse, notre étude est en accord avec les travaux antérieurs qui soulignent des risques d'erreur lors de l'utilisation de la méthode de Brooks et Suchey pour des populations contemporaines extérieures aux États-Unis. En France, les résultats doivent être interprétés avec une grande prudence lorsque cette méthode est utilisée pour estimer l'âge au décès d'un corps non identifié dans une enquête judiciaire. Un nouvel échantillon de référence sous la forme d'un échantillon virtuel actuel, avec une structure par âge homogène et constitué d'individus représentatifs d'une population française pourrait être utile afin améliorer cette fiabilité.

III — Effet de la structure par âge de l'échantillon de référence

Question n° 2 : quel est l'effet de la structure par âge de l'échantillon de référence sur la fiabilité de la méthode de Brooks et Suchey ?

Objectif n° 2 : tester la fiabilité de la méthode de Brooks et Suchey sur deux échantillons virtuels de structure d'âge différente composés d'individus masculins français contemporains.

III — 1. Matériel : les deux « sous-échantillons »

À partir de l'échantillon EPFM décrit au précédent chapitre, nous avons construit aléatoirement deux « sous-échantillons ». La distribution par âge du premier sous-échantillon était similaire à celle de l'échantillon initial de Brooks et Suchey. Cet échantillon sera nommé DBS pour « Distribution Brooks et Suchey ». La distribution par âge du second sous-échantillon était similaire à celle de la population Française en janvier 2014. Cet échantillon sera nommé DPF pour « Distribution Population Française » (Insee, 2015). Nous avons utilisé une répartition par âge de 10 ans. Étant donné que la répartition par groupe d'âge était définie à l'avance, la taille des deux « sous-échantillons » a été « limitée » par le plus petit groupe d'âge de l'échantillon de départ.

III — 2. Méthode

Les analyses statistiques et les représentations graphiques ont été réalisées avec le logiciel R 3.3.3 (R Development Core Team, 2008).

III — 2.1. Statistiques descriptives

Pour les échantillons DBS et DPF :

- les histogrammes de distribution d'âge des individus ont été représentés par intervalle de 10 ans d'âge ;
- les moyennes ont été comparées à l'aide du test de Mann Whitney ;
- la corrélation entre l'âge et les stades a été calculée à l'aide de la corrélation de Spearman ;
- les diagrammes en boîte (« box plots ») par stade, des deux « sous-échantillons » et de EBSM ont été représentés.

III — 2.2. Fiabilité

La fiabilité a été testée par le calcul de la précision (erreur absolue) et du biais (erreur relative) (Lovejoy, 1985b). La fiabilité a été calculée pour chaque intervalle d'âge de 10 ans en considérant que l'âge estimé pour les individus des deux sous-échantillons correspondait à l'âge moyen du stade correspondant de l'échantillon de Brooks et Suchey.

III — 3. Résultats

III — 3.1. Les 2 « sous-échantillons » : statistiques descriptives

La figure 7 représente la distribution par âge de chaque sous-échantillon par intervalle de 10 ans d'âge comparativement à l'échantillon de référence de Brooks et Suchey (EBSM) (histogrammes « back-to-back »). DBS était constitué de 485 surfaces symphysaires (âge moyen = 40,7 ; âge minimum = 15 ans ; âge maximum = 92 ans et écart-type = 18,2 ans) et DPF était constitué de 404 surfaces symphysaires (âge moyen = 46,7 ; âge minimum = 15 ans ; âge maximum = 92 ans et écart-type = 19,2 ans). La moyenne d'âge de DBS était inférieure à celle de DPF ($p < 0,0001$).

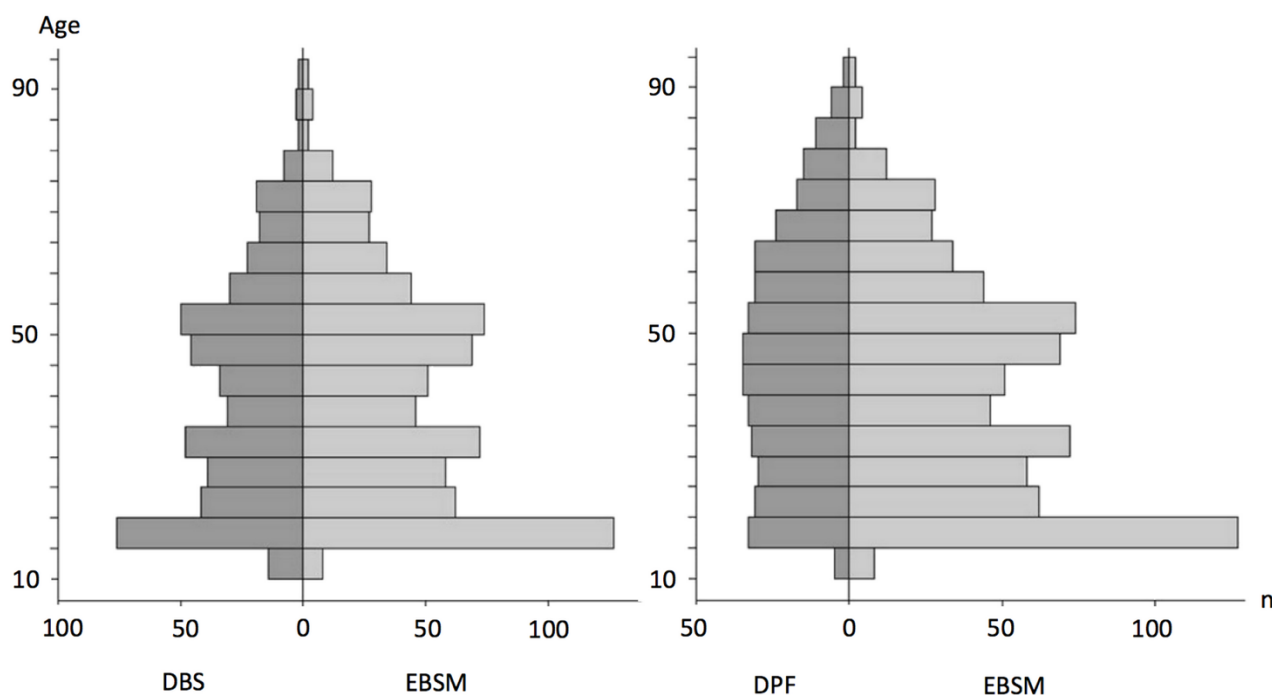


Figure 7 : Histogramme « back-to-back » de distribution par âge de l'échantillon de référence EBSM comparativement à la distribution par âge des deux sous-échantillons (DBS et DPF).

Le tableau 5 montre que l'âge moyen pour les stades I et II était significativement plus faible dans les deux sous-échantillons que dans l'échantillon de référence et l'âge moyen pour les stades IV, V et VI était significativement plus élevé dans les deux sous-échantillons que dans l'échantillon de référence (sauf entre EBSM et DBS pour le stade VI). Ces résultats sont en accord avec ceux du chapitre précédent. En revanche, si les âges moyens de chaque stade (sauf pour le stade I) de DBS étaient inférieurs à ceux de DPF, ces résultats n'étaient pas significatifs.

Tableau 5 : Statistiques descriptives par stade pour les échantillons DBS et DPF comparativement à EBSM (ns = non significatif).

Stade	EBSM		DBS		DPF		EBSM / DBS	EBSM / DPF	DBS / DPF
	n	moy.	n	moy.	n	moy.	p	p	p
I	132	18	50	17,1	21	17,1	0,000 5	0,031	ns
II	52	23,5	55	20,5	30	21,4	< 0,001	0,007	ns
III	40	29,5	48	31,4	39	34,9	ns	ns	ns
IV	154	36,7	115	40,7	93	41,6	0,007	0,006	ns
V	137	46,5	181	51,2	174	53,8	0,001	< 0,001	ns
VI	205	60,4	36	64,6	47	69,7	ns	< 0,001	ns

L'âge était significativement corrélé avec les stades ($Rho = 0,78$ de Spearman ; $p < 0,000 1$ pour DBS et Rho de Spearman = $0,72$; $p < 0,000 1$ pour DPF).

A des fins illustratives, pour compléter le précédent tableau, les diagrammes en boîte par stade des deux « sous-échantillons » et de l'échantillon EBSM ont été représentés à la figure 8.

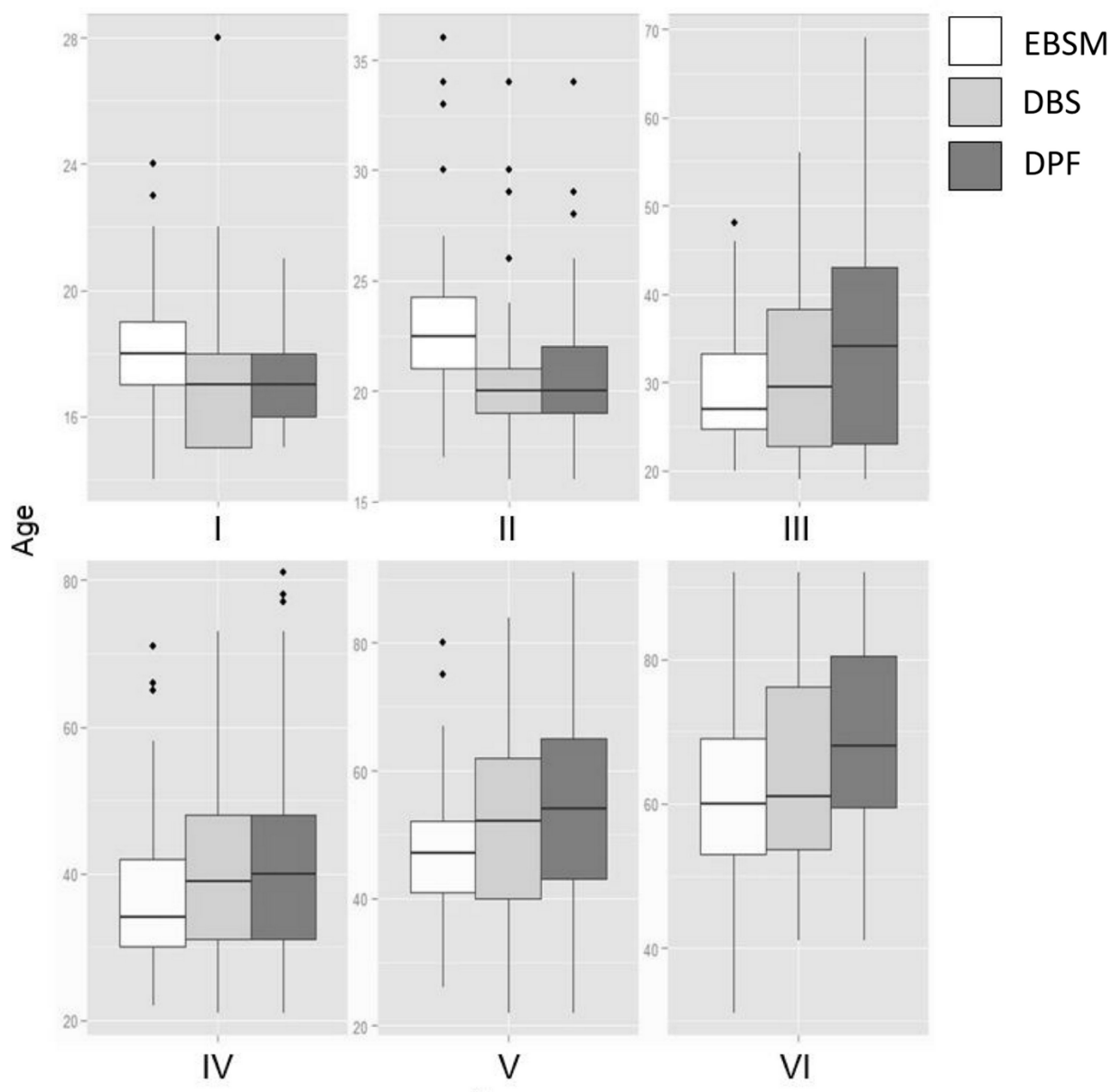


Figure 8 : Diagrammes en boîte par stade, des deux « sous-échantillons » et de l'échantillon EBSM.

III — 3.2. Fiabilité

Le tableau 6 montre les erreurs absolues (précisions) et les erreurs relatives (biais) par intervalle de 10 ans d'âge lorsque l'âge moyen de EBSM est appliqué aux échantillons DBS et DPF. Les erreurs absolues et relatives augmentent avec l'âge. L'erreur absolue est supérieure à 20 ans pour les personnes de plus de 65 ans. Même si les âges moyens par stade entre DBS et DPF n'étaient pas significativement différents on note une tendance à obtenir des erreurs absolues majorées et une sous-estimation plus importante pour les individus âgés du sous-échantillon DPF.

Tableau 6 : Erreurs absolues (E.A.) (précision) et erreurs relatives (E.R.) (biais) par intervalle d'âge de 10 ans lorsque l'âge estimé pour les individus des « sous-échantillons » DBS et DPF correspond à l'âge moyen du stade correspondant pour l'échantillon EBSM.

Groupe d'âge	DBS		DPF	
	E.A.	E.R.	E.A.	E.R.
15–25	4,4	4,1	5,2	4,9
26–35	8,8	7,2	9,0	7,5
36–45	6,1	-0,4	6,4	-0,7
46–55	7,9	-6,6	7,8	-6,9
56–65	13,2	-12,8	13,3	-12,9
66–75	23,9	-23,9	22,8	-22,8
76–85	25,7	-25,7	26,5	-26,5
86–95	29,8	-29,8	33,9	-33,9
Total	9,3	-3,0	11,4	-6,0

III — 4. Discussion

De façon générale, les erreurs absolues et relatives sont en accord avec les résultats du précédent chapitre. Concernant l'effet de la répartition de l'âge par la comparaison de DBS et DPF, les âges moyens de chaque stade n'étaient pas significativement différents. En revanche, les erreurs semblaient être majorées pour DPF comparativement à DBS, en particulier pour les personnes les plus âgées.

Ces résultats semblent soutenir l'hypothèse d'un effet de la structure par âge de l'échantillon de référence. La population française est plus âgée que l'échantillon de Brooks et Suchey (les âges moyens de nos deux sous-échantillons étaient significativement différents) et lorsque l'échantillon cible (DPF) est « distribué » comme la population française (les différences d'âge entre l'échantillon cible et l'échantillon test sont majorées) les erreurs sont également majorées.

Toutefois, la fiabilité reste faible (erreurs absolues élevées) et les biais importants même lorsque l'échantillon cible (DBS) a la même structure par âge que l'échantillon de référence (EBSM). Ainsi, ce biais méthodologique représenté par l'attraction à la moyenne ne semble pas suffisant pour expliquer la sous-estimation des individus les plus âgés.

Les limites de ce travail sont les mêmes que celles mentionnées au précédent chapitre.

IV – Proposition d'un nouvel échantillon de référence

Question n° 3 : un nouvel échantillon de référence virtuel composé d'individus français contemporains permettrait-il d'améliorer la fiabilité de la méthode de Brooks et Suchey ?

Objectif n° 3 : tester un échantillon de référence virtuel avec une répartition uniforme de l'âge afin d'améliorer la fiabilité de l'estimation de l'âge chez les personnes de plus de 40 ans.

Ce chapitre a fait l'objet d'une communication au 50^{ème} congrès international francophone de Médecine légale le 29 juin 2017 à Paris¹ et d'un article en cours de publication dans la revue *International Journal of Legal Medicine*² (annexe 1).

¹Savall, F., Hérin, F., Peyron, P.A., Rougé, D., Baccino, E., Saint-Martin, P., Telmon, N., 2017. Estimation de l'âge au décès à partir d'un échantillon virtuel de 1100 symphyses pubiennes. 50ème congrès international francophone de médecine légale. Paris, France.

²Savall, F., Hérin, F., Peyron, P.A., Rougé, D., Baccino, E., Saint-Martin, P., Telmon, N., 2017. Age estimation at death using pubic bone analysis of a virtual reference sample. *International Journal of Legal Medicine*. DOI : 10.1007/s00414-017-1656-9.

IV — 1. Matériel

IV — 1.1. L'échantillon de Brooks et Suchey

L'échantillon de référence utilisé par Brooks et Suchey dans l'article original est présenté et décrit au chapitre I — 1.3. intitulé « Brooks et Suchey : un échantillon de référence ». Pour ce travail, cet échantillon a été nommé EBS pour « Échantillon de Brooks et Suchey ».

IV — 1.2. La base de données virtuelle

IV — 1.2.a. Pour l'échantillon de référence

L'inclusion était la même que celle décrite au chapitre II — 1.1. intitulé « La base de données virtuelle ». Toutefois, elle s'étendait sur une période plus longue, de janvier 2013 à juillet 2015. Un total de 1100 examens tomodensitométriques a été inclus. Cet échantillon a été construit avec comme objectif d'avoir le même nombre d'individus masculins et féminins et une structure par âge uniforme par groupe de 15 ans.

IV — 1.2.b. Pour l'échantillon test

Les examens tomodensitométriques post-mortem de cadavres réalisés à l'IML de Montpellier ont été enregistrés sur une période s'étendant du 1^{er} janvier 2014 au 31 décembre 2015. L'indication de réaliser un examen tomodensitométrique post-mortem dans cet IML étant principalement le polytraumatisme, de nombreux individus ont été exclus compte tenu de la présence d'un traumatisme pelvien rendant impossible l'attribution d'un stade. Un total de 75 individus a été inclus.

IV — 2. Méthode

IV — 2.1. Acquisition des examens tomodensitométriques

La méthode d'acquisition des examens tomodensitométriques, pour l'échantillon de référence et l'échantillon test, est identique à celle présentée et décrite au chapitre II — 2.1. intitulé « Acquisition des examens tomodensitométriques ».

IV — 2.2. Analyse morphologique en 3 D

La méthode d'analyse morphologique en 3 D, pour l'échantillon de référence et l'échantillon test, est identique à celle présentée et décrite au chapitre II — 2.2. intitulé « Analyse morphologique en 3 D ». Des captures d'écran de surfaces symphysaires représentatives des 6 stades, pour les deux sexes, conformément à la méthode de Brooks et Suchey sont illustrées à la figure 9.

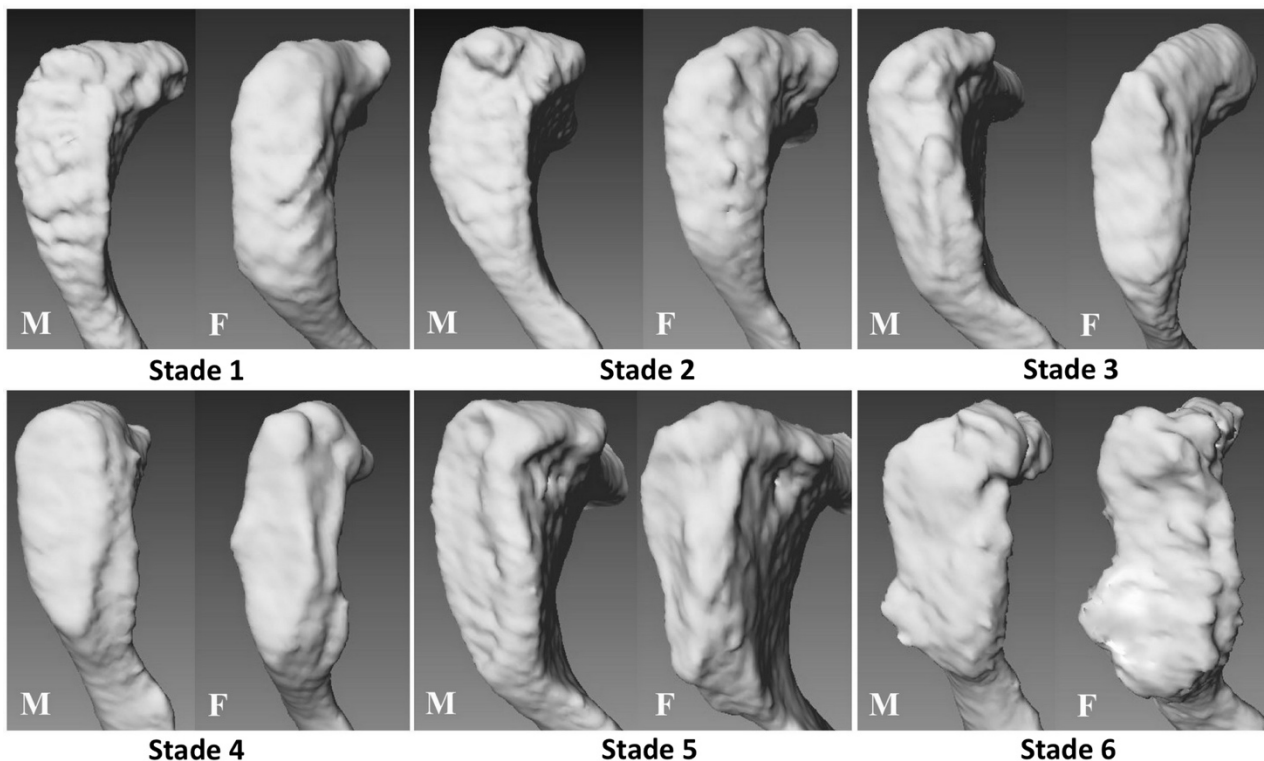


Figure 9 : Surfaces symphysaires gauches représentatives des 6 stades, pour chaque sexe, selon les critères morphologiques proposés par Brooks et Suchey (Brooks, 1990).

IV — 2.3. Analyses statistiques

Les analyses statistiques et les représentations graphiques ont été réalisées avec le logiciel R 3.3.3 (R Development Core Team, 2008).

IV — 2.3.a. Variabilité intra- et inter-observateurs de l'attribution du stade

Pour étudier les effets de la variabilité intra-observateur, l'observateur principal (FS) a attribué un stade à 100 individus (50 de chaque sexe) tirés au sort et a réitéré l'opération 3 mois après. Pour évaluer les effets de la variabilité inter-observateurs, le deuxième observateur (NT) a effectué une observation sur les mêmes 100 individus. Dans chaque cas, les coefficients Kappa de Cohen avec pondération quadratique ont été calculés (Cohen, 1960).

IV — 2.3.b. Statistiques descriptives

En accord avec l'article original de Brooks et Suchey, notre échantillon de référence a été décrit, pour chaque sexe et chaque stade, par la moyenne, l'écart-type et l'intervalle comprenant 95 % des individus. La corrélation entre l'âge et les stades a été testée à l'aide de la corrélation de Spearman (Spearman's Rho, coefficient de détermination et valeur de p). L'âge des individus de l'échantillon test a été estimé à l'aide de notre échantillon virtuel de référence et de l'échantillon utilisé à l'origine par Brooks et Suchey. L'âge estimé des individus de l'échantillon test était défini comme étant l'âge moyen du stade obtenu pour chaque échantillon de référence.

IV — 2.3.c. Fiabilité

La fiabilité de l'échantillon de référence a été testée de deux façons.

Tout d'abord, les précisions (erreurs absolues) et le biais (erreurs relatives) ont été calculés (Lovejoy, 1985b ; Saunders, 1992). Les erreurs moyennes entre les âges estimés et les âges réels ont été calculées par tranche de 10 ans d'âge (les individus de 56 à 70 ans et les individus de plus de 70 ans et plus ont été regroupés). Le calcul de la précision montrait l'ampleur moyenne de l'erreur absolue et le biais exprimait la tendance à la sur- ou à la sous-estimation de l'âge.

Des études ont utilisé la proportion de cas où l'âge réel est compris dans l'intervalle : âge estimé \pm 1 écart-type (Baccino, 1991 ; Klepinger, 1992). Ces proportions ont été calculées pour les

individus de moins et de plus de 40 ans. Le seuil de 40 ans a été mentionné dans certaines études comme un seuil au-delà duquel la fiabilité de la méthode diminue drastiquement (Hoppa, 2000 ; Katz, 1986). En outre, ce seuil nous a permis d'avoir un plus grand nombre d'individus dans chaque groupe.

IV — 2.3.d. Théorème de Bayes et probabilités a posteriori

À l'aide de l'échantillon de référence, les probabilités *a posteriori* d'appartenir à une certaine catégorie d'âge ont été calculées pour des intervalles d'âge de 15 ans (les individus âgés de plus de 75 ans ont été regroupés) pour chaque sexe, en utilisant des statistiques bayésiennes.

IV — 3. Résultats

IV — 3.1. Variabilité intra- et inter-observateurs de l'attribution du stade

Les variabilités intra- et inter-observateurs montraient un « accord presque parfait » pour les deux sexes. Les valeurs des coefficients kappa étaient, respectivement pour l'intra- et l'inter-observateurs, de 0,90 ($p < 0,001$) et 0,86 ($p < 0,001$) pour les individus masculins et de 0,86 ($p < 0,001$) et 0,81 ($p < 0,001$) pour les individus féminins. Les erreurs consistaient principalement en une surestimation ou une sous-estimation d'un stade unique.

IV — 3.2. Statistiques descriptives

IV — 3.2.a. L'échantillon de référence

Notre échantillon de référence sera nommé EPF pour « Échantillon de Population Française ». Il comprenait 1100 surfaces symphysaires pubiennes gauches, virtuelles : âge moyen de 52,1 ans ; âge minimum de 15 ans ; maximum de 100 ans et écart-type de 22,2 ans. Il était composé de 550 individus masculins (moyenne d'âge de 51 ans) et de 550 individus féminins (moyenne d'âge de 53,2 ans). La figure 10 montre la distribution de l'échantillon EPF par intervalle de 15 ans et la figure 11 montre la distribution par âge et par sexe pour chaque stade.

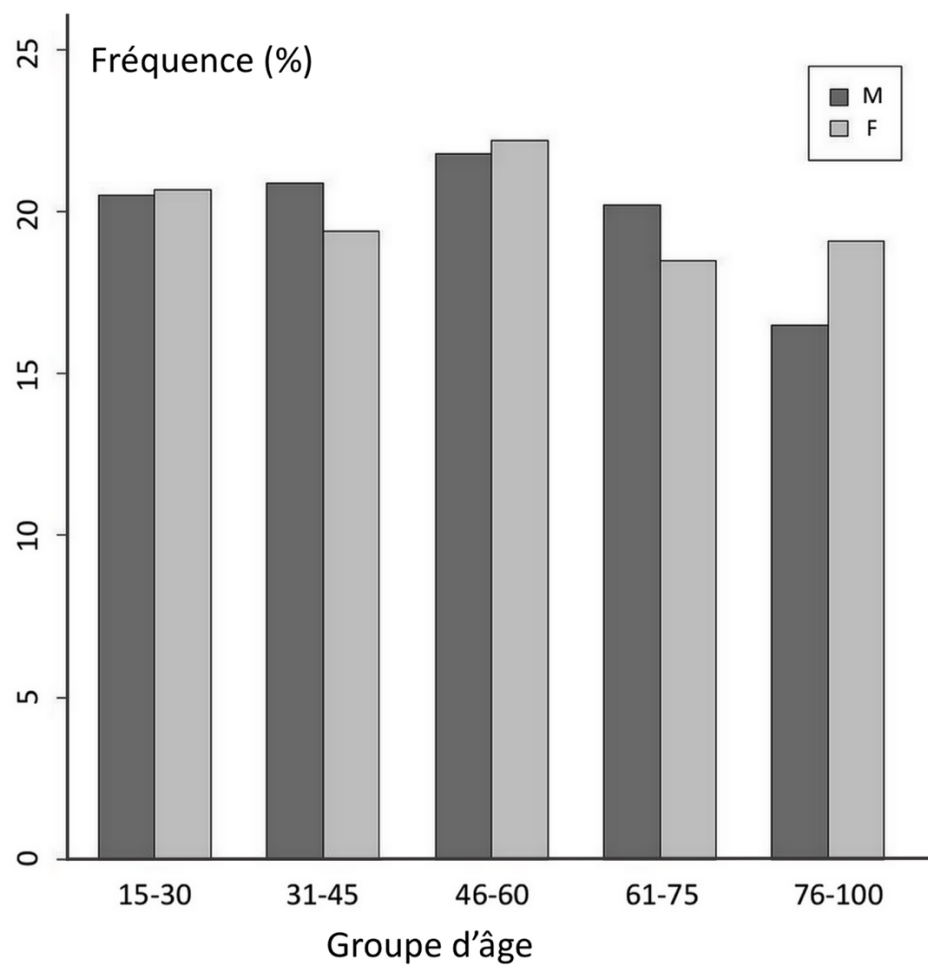


Figure 10 : Histogramme de distribution par intervalle de 15 ans d'âge pour les individus de l'échantillon EPF.

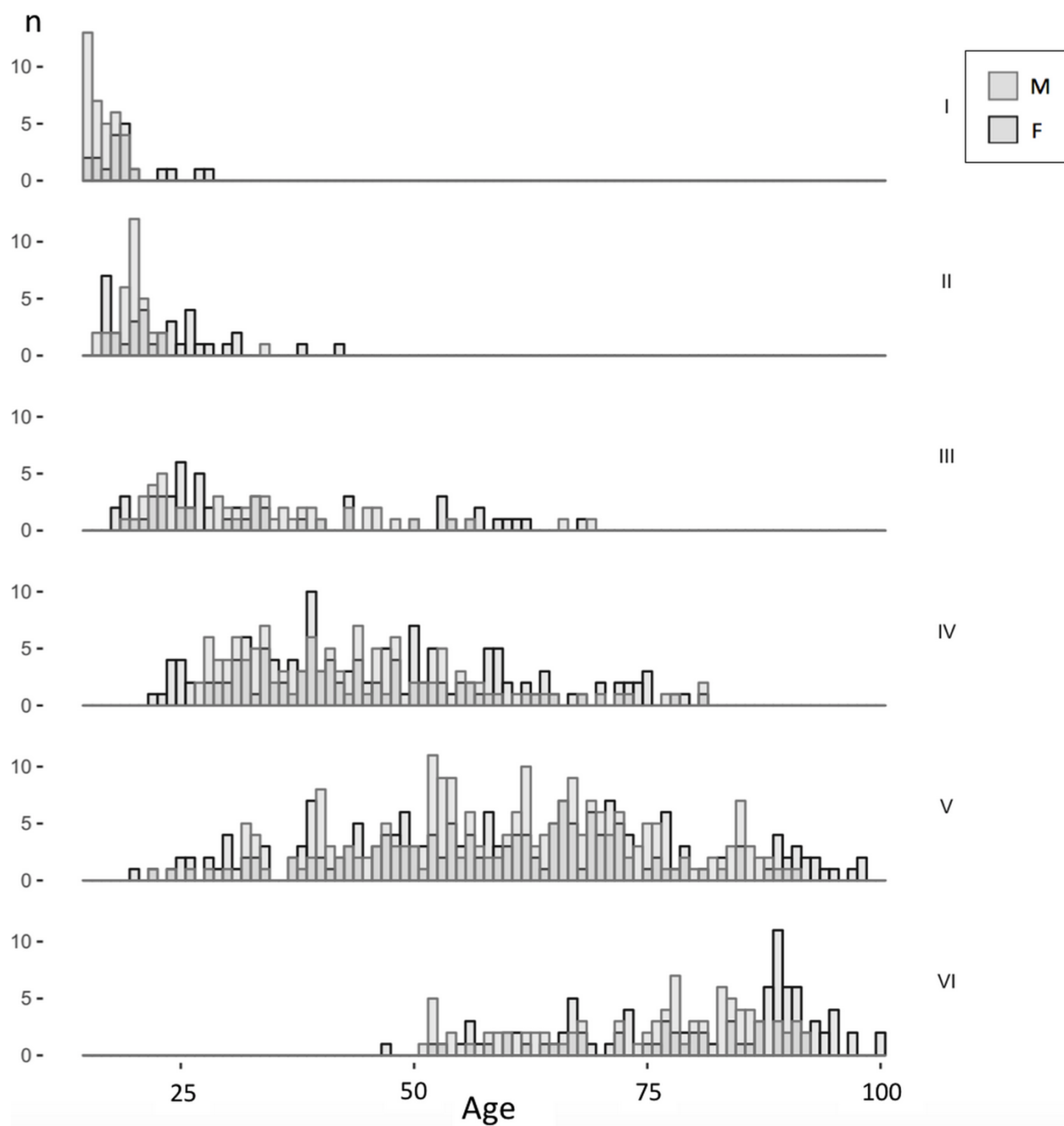


Figure 11 : Histogramme de distribution par âge et pour chaque stade de l'échantillon EPF.

L'échantillon virtuel de référence EPF pour les deux sexes et pour chaque stade est décrit dans le tableau 7. L'âge était significativement corrélé aux stades pour les deux sexes (Rho de Spearman = 0,79 ; coefficient de détermination = 0,62 et $p < 0,0001$ pour les individus masculins et Rho de Spearman = 0,74 ; coefficient de détermination = 0,55 et $p < 0,0001$ pour les individus féminins).

Tableau 7 : Statistiques descriptives par stade pour l'échantillon EPF.

Stade	n	Masculins (n=550)			n	Féminins (n=550)		
		Âge moyen	Écart-type	Intervalle 95 %		Âge moyen	Écart-type	Intervalle 95 %
I	36	16,6	1,54	[15,0-19,1]	19	19,4	3,67	[15,0-27,5]
II	34	20,1	2,97	[16,0-24,9]	35	23,3	5,96	[17,0-38,6]
III	53	33,9	11,55	[20,3-63,0]	58	34,0	13,99	[18,4-61,6]
IV	118	43,6	12,86	[28,0-77,1]	144	46,2	14,41	[24,0-75,0]
V	221	60,0	15,28	[32,0-87,0]	195	59,1	18,40	[25,8-93,1]
VI	88	74,8	12,04	[52,0-91,0]	99	79,8	13,07	[53,9-97,0]

IV — 3.2.b. L'échantillon test

Notre échantillon test sera nommé ETM pour « Échantillon Test Montpellier ». Il était composé de 75 surfaces symphysaires pubiennes gauches, virtuelles de 53 individus masculins et 22 individus féminins (âge moyen de 45,9 ans ; âge minimum : 18 ans et maximum : 95 ans).

IV — 3.4. Fiabilité

Les précisions (erreurs absolues) et les biais (erreurs relatives) par intervalle de 10 ans (les individus de 56 à 70 ans et les individus de plus de 70 ans ont été regroupés) ont été colligés dans le tableau 8. Pour les individus masculins de 45 ans et moins, l'erreur absolue était plus élevée en

utilisant notre échantillon virtuel (EPF) qu'en utilisant l'échantillon original de Brooks et Suchey (EBS). En revanche, elle était moins élevée pour les individus de plus de 55 ans. Le calcul des erreurs relatives a mis en évidence que les individus masculins âgés de 56 à 70 ans étaient moins sous-estimés en utilisant notre échantillon virtuel (-9 ans en utilisant EPF et -20,3 ans en utilisant EBS). Pour les individus féminins de 55 ans et moins, l'erreur absolue était plus élevée en utilisant notre échantillon virtuel (EPF) qu'en utilisant l'échantillon original (EBS). En revanche, elle était moins élevée pour les individus de plus de 70 ans. Le calcul des erreurs relatives a mis en évidence que les individus féminins âgés de 56 ans et plus étaient moins sous-estimés en utilisant notre échantillon virtuel (-10,9 ans et -9,1 ans en utilisant l'échantillon EPF et -22,4 et -24,9 ans en utilisant l'échantillon EBS respectivement pour les femmes de 56 à 70 ans et de 71 ans et plus).

Tableau 8 : Erreurs absolues (E.A.) (précision) et erreurs relatives (E.R.) (biais) par intervalle d'âge de 10 ans (les individus entre 56 ans et 70 ans et les individus de plus de 70 ans ont été groupés) lorsque l'âge estimé pour les individus de l'échantillon test (ETM) correspond à l'âge moyen du stade correspondant pour les échantillons EPF et EBS.

Groupe d'âge	Individus masculins					Individus féminins				
	EPF		EBS			EPF		EBS		
	E.A.	E.R.	E.A.	E.R.	n=	E.A.	E.R.	E.A.	E.R.	n=
15-25	5,6	-0,1	2,4	0,4	10	1,5	-0,1	1,5	-0,1	2
26-35	7,4	5,3	2,4	-0,1	14	2,0	2,0	1,3	-1,3	1
36-45	6,9	5,2	5,1	-4,3	8	5,1	0,4	4,6	-4,5	3
46-55	9,5	3,0	9,1	-8,0	11	14,1	0,6	12,7	-8,4	6
56-70	14,4	-9,0	21,5	-20,3	7	22,2	-10,9	22,4	-22,4	4
71-100	33,8	-33,8	46,2	-46,2	3	10,0	-9,1	24,9	-24,9	6
Total	9,8	-0,3	9,2	-7,5	53	11,5	-4,2	15,2	-13,8	22

Le tableau 9 indique les proportions de cas dans lesquels l'âge réel était compris dans l'intervalle « âge estimé \pm 1 écart-type ». La fiabilité de la méthode pour les personnes de plus de 40 ans était meilleure lorsque l'échantillon français a été utilisé mais moins bonne pour les hommes de 40 ans et moins.

Tableau 9 : Proportions (pourcentages) d'individus pour lesquels l'âge réel appartient à l'intervalle [âge estimé \pm 1 écart-type].

	Individus masculins			Individus féminins		
	EPF	EBS	n=	EPF	EBS	n=
≤ 40 ans	60,7 %	82,1 %	28	100 %	100 %	6
> 40 ans	60 %	40 %	25	56,2 %	25 %	16
Total	60,4 %	62,3 %	53	68,2 %	45,4 %	22

IV — 3.4. Théorème de Bayes et probabilités a posteriori

Le tableau 10 indique les probabilités *a posteriori* d'appartenance à un groupe de 15 ans d'âge (les individus âgés de plus de 75 ans ont été regroupés) selon le sexe et le stade observé. Ce type de calcul permet de donner une réponse probabiliste. À titre d'exemple, un individu féminin de stade IV aurait une probabilité de 88 % d'avoir entre 31 et 60 ans alors que pour un stade V il aurait une probabilité de 54 % d'avoir plus de 60 ans et une probabilité de 85 % d'avoir plus de 45 ans.

Tableau 10 : Probabilités *a posteriori* d'appartenir à une classe d'âge connaissant le sexe et le stade.

Âge Stade	Individus masculins					Individus féminins				
	15-30	31-45	46-60	61-75	76-100	15-30	31-45	46-60	61-75	76-100
I	1,00	0,00	0,00	0,00	0,00	1,00	0,00	0,00	0,00	0,00
II	0,97	0,03	0,00	0,00	0,00	0,98	0,02	0,00	0,00	0,00
III	0,43	0,42	0,11	0,04	0,00	0,78	0,14	0,07	0,01	0,00
IV	0,14	0,48	0,27	0,08	0,03	0,05	0,56	0,32	0,07	0,00
V	0,02	0,16	0,30	0,37	0,15	0,02	0,13	0,31	0,38	0,16
VI	0,00	0,00	0,18	0,22	0,60	0,00	0,00	0,02	0,11	0,87

IV — 4. Discussion

Plusieurs études ont souligné le fait que la méthode de Brooks et Suchey devait être utilisée avec prudence sur des cas médico-légaux extérieurs aux États-Unis, y compris en France. Cette étude propose une large base de données constituée de 1100 symphyses pubiennes virtuelles comprenant un nombre égal d'hommes et de femmes et une structure uniforme par groupe de 15 ans d'âge.

Notre échantillon virtuel semble avoir amélioré la fiabilité de l'estimation de l'âge dans les dernières décennies de vie. En effet, les individus étaient moins sous-estimés. Par exemple, l'erreur absolue était plus faible chez les individus masculins de plus de 55 ans et le calcul de l'erreur relative a mis en évidence que les individus âgés de 56 à 70 ans étaient moins sous-estimés en utilisant notre échantillon. De même, les individus féminins de 56 ans et plus ont été moins sous-estimés en utilisant l'échantillon français. Ces résultats ne sont pas directement comparables à ceux de la littérature, étant donné des différences notamment dans l'attribution des groupes d'âge. Cependant, pour des groupes d'âge correspondant, les erreurs relatives pour les deux sexes sont plus élevées que celles mentionnées par Lottering et coll., mais inférieures à celles mentionnées par Schmitt et coll., respectivement dans des populations australiennes et asiatiques (Thaïlande). En effet, pour Lottering et coll., pour les groupes d'âge 55 à 64 et 65 à 70 ans, les erreurs relatives étaient de -4,29 ans et -8,63 ans pour les individus masculins et de -1,09 an et -7,13 ans pour les individus féminins (Lottering, 2013). Pour Schmitt et coll., pour les groupes d'âge 50 à 59 ans et plus de 60 ans, les erreurs relatives étaient de -16,8 ans et -27 ans pour les individus masculins et de -17,2 ans et -32,2 ans pour les individus féminins (Schmitt, 2004). Par ailleurs, les proportions de cas dans lesquels l'âge réel était compris dans un intervalle [âge estimé \pm 1 écart-type] étaient meilleures que dans d'autres études, mais restaient non satisfaisantes notamment pour les individus de plus de 40 ans (Klepinger, 1992 ; Schmitt, 2004).

Les principales limites de notre étude étaient les suivantes :

- l'origine biogéographique et le statut socioéconomique des individus n'étaient pas connus. Toutefois, notre échantillon a été construit à partir de deux hôpitaux français et nous pouvons émettre l'hypothèse qu'il existe, probablement, une variabilité ethnique considérable dans chaque sous-échantillon (Toulouse et Tours). Ainsi, un échantillon bicentrique devrait être plus représentatif de la population française qu'un échantillon monocentrique ;
- notre échantillon de référence était constitué d'images tomодensitométriques cliniques (personnes vivantes) et notre échantillon test d'images tomодensitométriques d'examen post-mortem. Cependant, la limite entre tissus mous et tissus osseux étant bien délimitée, nous émettons l'hypothèse

que les différences morphologiques dans la reconstruction de la symphyse pubienne entre des individus vivants ou décédés sont négligeables ;

- enfin, l'effectif de notre échantillon test était faible notamment pour les individus féminins. Notre échantillon de référence pourrait à l'avenir être testé à l'aide d'effectif plus important.

Notre étude a permis la constitution d'une large base de données, et d'un échantillon virtuel qui peut s'avérer utile pour estimer l'âge d'un individu décédé dont le corps est non identifiable dans un contexte médico-légal en France. Cependant, même si la fiabilité est améliorée, elle reste faible notamment pour les individus âgés et cet échantillon doit également être utilisé avec précaution. La variabilité significative de la morphologie de la symphyse pubienne liée à la dégénérescence osseuse semble être une limite intrinsèque à la méthode.

V — Discussion générale

V — 1. La variabilité inter-observateurs : une vérification systématique

Il existe d'importantes différences dans les résultats publiés dans la littérature. Pour l'attribution des stades de Brooks et Suchey, Villa et coll. ont testé 3 méthodes (os sec, TDM et laser) avec sept observateurs différents. Ils ont utilisé des coefficients de Kappa de Cohen pondérés et les résultats étaient dans l'ensemble très mauvais. On retiendra notamment un accord inter-observateurs faible sur os secs (Kappa = 0,30). Il est important de noter que les tests n'ont été conduits que sur 12 individus. Par ailleurs, les observateurs étaient issus de trois laboratoires différents et leur niveau d'expérience était défini comme de « degré divers » (villa, 2013). La « faiblesse » de ce résultat est très surprenante en comparaison aux autres résultats de la littérature. Ces différences dans les résultats observés sont très certainement le fait d'une différence d'expérience des observateurs. A l'inverse, Lottering et coll. ont rapporté qu'un novice et un anthropologue expérimenté étaient en « accord presque parfait » (Kappa = 0,878) (Lottering, 2013). Enfin, les résultats de Kimmerle et coll. à partir de quatre observateurs étaient partagés. Ils obtenaient de fortes corrélations de Pearson avec des coefficients $r > 0,7$. Toutefois, ce test statistique n'est pas adapté à ce type de comparaison et ces résultats ne permettent pas de conclure. En revanche, les valeurs du test des rangs signés de Wilcoxon mettaient en évidence de bons résultats ($p > 0,05$: l'hypothèse H_0 n'étant pas rejetée les valeurs des deux observateurs sont considérées comme « identiques ») sauf dans deux cas ($Z = -3\,265$; $p = 0,001$ et $Z = -2\,427$; $p = 0,015$) pour lesquels le même observateur était concerné (Kimmerle, 2008b).

Puisque cette question ne peut être définitivement réglée, elle devrait toujours être abordée avec prudence et les auteurs devraient systématiquement effectuer des tests appropriés de reproductibilité (coefficients Kappa de Cohen ou test signé des rangs de Wilcoxon) pour chaque travail de recherche mené (Viera, 2005).

Lors de nos travaux, les résultats montraient un accord « fort » voire « presque parfait » pour la variabilité inter-observateurs avec des coefficients de kappa de Cohen toujours supérieurs à 0,7 pour les deux sexes. Ces coefficients étaient calculés sur des échantillons de 80 ou 50 individus (pour chaque sexe) selon l'étude.

V — 2. La variabilité inter-méthodes : intérêt des techniques d'imagerie

En 2005, Telmon et coll. concluaient à une possible transposition de la méthode de Brooks et Suchey sur des reconstructions tomodensitométriques tridimensionnelles. Les auteurs mettaient en évidence que l'accord entre les observateurs pour l'attribution des stades de la méthode de Brooks et Suchey ne différait pas entre son application à des os secs et celle sur des reconstructions tomodensitométriques tridimensionnelles (Kappa inter-méthode = 0,86) (Telmon, 2005). De façon diamétralement opposée, Villa et coll. en 2013, rapportaient que la transposition de la méthode de Brooks et Suchey sur des reconstructions tomodensitométriques tridimensionnelles, ne pouvait pas être effectuée avec confiance étant donné que l'accord inter-méthodes était faible (Kappa inter-méthodes = 0,26) (Villa, 2013).

Il est intéressant de noter que pour son étude, Villa évoque une meilleure résolution des images et notamment une faible épaisseur de coupe (0,75 mm) pour étayer la fiabilité de ses résultats (Villa, 2013). En effet, les paramètres d'acquisition choisis sont importants, notamment le type de filtre, l'épaisseur des coupes et l'espacement entre les coupes. Mais le « sens » du choix des paramètres optimaux n'est pas évident. Des travaux menés par Dédouit en 2009 mettaient en évidence que, lorsque des os secs étaient comparés à des reconstructions tomodensitométriques tridimensionnelles, les reconstructions effectuées à partir de coupes de 0,6 mm d'épaisseur (tous les 0,3 mm) n'étaient pas plus performantes que celles effectuées à partir de coupes de 2 mm d'épaisseur (tous les 2 mm) (Kappa inter-méthodes respectivement 0,57 et 0,7) (Dédouit, 2009). L'hypothèse d'un artéfact de durcissement lié à la diminution de l'épaisseur des coupes pourrait être avancée.

Par ailleurs, d'autres études sur d'autres indicateurs (notamment le pelvis postérieur) semblent aller dans le sens d'une reproductibilité inter-méthodes (Barrier, 2009).

Quelle que soit l'importance de ces différences inter-méthodes, l'existence d'un échantillon virtuel permettrait de s'affranchir de cette problématique. Les examens tomodensitométriques cliniques réalisés notamment dans les hôpitaux ou encore les examens tomodensitométriques réalisés dans les Instituts Médico-Légaux permettent de collecter de larges bases de données. Ces bases de données permettent de construire d'importants échantillons de référence, ces échantillons pouvant être multicentriques, uniformes, avec un nombre identique d'individus masculins et féminins et régulièrement mis à jour. L'existence de tels échantillons virtuels de référence permettrait lors de la réalisation d'examens tomodensitométriques en pratique médico-légale de comparer directement la reconstruction tridimensionnelle d'un individu à un échantillon virtuel de même nature.

V — 3. La prédiction par un âge moyen : intérêt d'une approche probabiliste

L'approche probabiliste par l'intermédiaire du théorème de Bayes a montré plusieurs avantages. En plus d'exprimer une incertitude en prenant en compte la totalité des individus de l'échantillon, la clarté de la formulation de la réponse sous forme d'une probabilité d'appartenir à un groupe d'âge constitue un atout en contexte médico-légal.

Les résultats présentés sous cette forme au chapitre IV (tableau 9) en sont une illustration et sont utilisables en pratique. Toutefois, l'intérêt de cette approche est limité puisque notre travail ne concerne qu'un seul indicateur osseux. En revanche, nous pouvons citer deux situations où la réponse par une moyenne est délicate et où l'approche probabiliste apporte une réelle plus-value.

La première situation concerne l'asymétrie entre les surfaces symphysaires droite et gauche. Pour nos travaux, nous avons arbitrairement choisi de travailler à partir de la surface symphysaire gauche. Toutefois, l'asymétrie de la morphologie de la symphyse pubienne est un phénomène bien décrit dans la littérature et des différences de stade entre droite et gauche existent (Hens, 2008 ; Overbury, 2009). Ainsi, les deux surfaces articulaires doivent être prises en compte pour estimer l'âge d'un individu. Dans un cas d'asymétrie, répondre en termes de moyenne d'âge de chaque stade reviendrait à communiquer deux résultats (un pour chaque côté) ou à calculer une moyenne des deux moyennes... En revanche, il est aisé d'intégrer les deux côtés dans le calcul des probabilités *a posteriori* puisque les fréquences des individus pour chaque stade et chaque groupe d'âge sont connues. À titre d'illustration, les probabilités *a posteriori* d'appartenir à une classe d'âge si une asymétrie d'un stade de différence existe sont répertoriées dans le tableau 11. En effet, selon Overbury et coll. une asymétrie supérieure à un stade de différence concerne 20 % des cas. On peut raisonnablement émettre comme hypothèse que l'asymétrie concerne principalement un stade de différence.

Tableau 11 : Probabilités *a posteriori* d'appartenir à une classe d'âge connaissant le sexe et les stades lorsque la symphyse pubienne présente une asymétrie d'un stade de différence.

Âge Stades	Individus masculins					Individus féminins				
	15-30	31-45	46-60	61-75	76-100	15-30	31-45	46-60	61-75	76-100
I - II	0,99	0,01	0,00	0,00	0,00	0,92	0,08	0,00	0,00	0,00
II - III	0,65	0,26	0,07	0,02	0,00	0,67	0,19	0,10	0,04	0,00
III - IV	0,23	0,46	0,21	0,07	0,03	0,24	0,36	0,25	0,12	0,02
IV - V	0,06	0,26	0,27	0,27	0,14	0,09	0,27	0,27	0,24	0,12
V - VI	0,02	0,11	0,24	0,31	0,33	0,05	0,11	0,20	0,28	0,36

La seconde situation concerne l'estimation de l'âge à partir de plusieurs indicateurs osseux. En 1923, Todd publiait des mots de prudence selon lesquels « à moins qu'il ne soit absolument inévitable, la symphyse ne doit jamais être utilisée seule ». La bonne pratique dans l'estimation de l'âge est bien entendu d'utiliser autant de méthodes que possible permettant ainsi d'améliorer la précision de l'estimation. Ainsi la preuve de la supériorité des approches à partir de plusieurs indicateurs osseux n'est plus à faire (Baccino, 1999 ; Lovejoy, 1985b).

V — 4. Variabilité populationnelle ou variations synchroniques

Plusieurs études antérieures ont soulevé la question des difficultés à utiliser la méthode Suchey-Brooks sur des échantillons en dehors des États-Unis. En 2004, Schmitt soulignait que les méthodes élaborées à partir d'échantillons occidentaux n'étaient pas appropriées pour des individus non occidentaux. Elle précisait qu'aucune des techniques d'estimation de l'âge utilisées dans son étude (pubis et surface auriculaire) ne pouvait fournir d'estimations fiables pour une population thaïlandaise récente. Elle concluait que la méthode de Brooks et Suchey ne devrait pas être appliquée aux populations asiatiques (Schmitt, 2004). À l'inverse, en 2006, Sakaue soulignait que l'utilisation de la méthode de Brooks et Suchey sur une série japonaise actuelle entraînait une différence moyenne par stade inférieure à 3 ans. Il concluait que l'utilisation de la méthode Brooks et Suchey sur une population japonaise récente n'entraînait aucun problème majeur (Sakaue, 2006). En 2008, Hens et coll. mentionnaient des erreurs relatives de plus de 20 ans pour les individus masculins et de plus de 30 ans pour les individus féminins pour un échantillon italien (Hens, 2008). La même année, Kimmerle et coll. pour un échantillon des Balkans (Bosnie, Kosovo et Croatie) montraient des variations entre les populations d'origine différente, mais seulement pour les individus féminins (Kimmerle, 2008a). En 2012, Rissech et coll. montraient pour des individus espagnols une erreur absolue moyenne faible (3,36 ans) mais ces calculs étaient conduits sur un petit échantillon et sans tenir compte des groupes d'âge (erreur absolue maximum de 36 ans) (Rissech, 2012). En 2013, Lottering et coll. notaient des erreurs absolues de l'ordre de 8 ans selon le côté et le sexe, pour des individus australiens (Lottering, 2013). Enfin, en 2016 Miranker note des erreurs absolues de plus de 18 ans et des biais de moins de 18 ans (sous-estimation) pour des américains des deux sexes de plus de 60 ans (Miranker, 2016).

Mais la fiabilité de la méthode de Brooks et Suchey n'avait encore jamais testée sur un échantillon français. Notre premier travail (chapitre II) était en accord avec les travaux antérieurs qui soulignent des risques d'erreur lors de l'utilisation de la méthode de Brooks et Suchey compte tenu du manque de fiabilité. Les erreurs absolues et relatives atteignaient des seuils non acceptables principalement pour les individus de plus de 40 ans. Notre deuxième travail (chapitre IV) proposait une large base de données constituée de 1100 symphyses pubiennes virtuelles comprenant un nombre égal d'hommes et de femmes et une structure uniforme par groupe de 15 ans d'âge. Ce nouvel échantillon de référence permettait d'améliorer la fiabilité de la méthode. Toutefois, cette dernière restait faible notamment pour les individus âgés.

V — 5. Évolution séculaire ou variations diachroniques

L'échantillon initial de Brooks et Suchey était composé d'individus autopsiés entre 1977 et 1979. Le début et la vitesse des processus de maturation et de dégénérescence sont-ils les mêmes au XXI^{ème} siècle ?

Des variations séculaires ont été montrées pour des variables comme l'âge de l'apparition des premières règles. En effet, en Europe et aux États-Unis, les premières règles survenaient 2,5 à 3,5 ans plus tôt en 1960 qu'en 1860 (Eveleth, 1990 ; De Muinich Keizer, 2001). Mais sur la 2^{ème} moitié du XX^{ème} siècle, ces évolutions semblent différentes selon les pays. Les premières règles semblaient survenir de plus en plus précocement en Espagne, aux Pays-Bas ou en Allemagne mais une évolution inverse était observée par exemple en Suède, en Hongrie ou en Croatie. En revanche, aux États-Unis, cet âge semble s'être stabilisé autour de 13,1 ans (Hauspie, 1996 ; Cole, 2003 ; Malina, 2004).

Par ailleurs, si Hoppa en 2000 émettait des recommandations de prudence pour l'utilisation des standards modernes sur des populations du passé, le raisonnement inverse se situe aujourd'hui sur des échelles de temps qui ne sont pas du même ordre de grandeur (40 ans seulement entre 1977 et 2017).

En synthèse, même si la méthodologie de notre travail ne nous permet pas de répondre directement à cette question, les variations séculaires pourraient n'avoir qu'un effet modéré non significatif, voire une absence d'effet sur la vitesse de maturation entre la fin des années 1970 et aujourd'hui. Cette variabilité ne semble pas être en cause sur le manque de fiabilité de la méthode de Brooks et Suchey lorsqu'elle est appliquée sur des échantillons actuels. En revanche, nous pouvons émettre des hypothèses pouvant avoir des répercussions pratiques sur les décennies à venir. Puisque la vitesse de maturation dépend de facteurs génétiques et mésologiques et qu'aujourd'hui nous évoluons dans un milieu favorable, il sera possible d'observer :

- dans le cas d'une stabilisation des conditions de vie : une stabilisation de l'évolution séculaire comme cela semble être déjà le cas dans certains pays ;
- dans le cas d'une amélioration des conditions de vie : une évolution séculaire positive ou une stabilisation si le milieu actuel permet déjà l'expression totale du potentiel génétique ;
- dans le cas d'apparition de crises économiques ou environnementales par exemple une évolution séculaire négative pourrait être observée (Vercauteren, 2003 ; Susanne, 2005).

Ces hypothèses sont difficiles à tester en pratique, et dans tous les cas, il semble intéressant de pouvoir disposer d'échantillons de références « actualisés » d'autant plus que l'utilisation actuelle des techniques d'imagerie permet d'avoir facilement accès à ce type de données.

V — 6. Effet de la structure par âge de l'échantillon de référence

La surestimation des jeunes mais aussi et surtout la sous-estimation des individus les plus âgés est un problème récurrent constaté par la quasi-totalité des auteurs ayant testé la méthode de Brooks et Suchey (Klepinger, 1992 ; Hoppa, 2000 ; Lottering, 2013 ; Schmitt, 2004 ; Wink, 2014). Ce biais est d'ordre méthodologique. Un échantillon de référence construit à partir d'une population médico-légale (comme dans l'échantillon initial de Brooks et Suchey) dans lequel les individus jeunes sont surreprésentés augmente ce manque de précision dans les dernières décades par un effet d'attraction à la moyenne.

Les résultats de notre travail semblent soutenir l'hypothèse d'un effet de la structure par âge de l'échantillon de référence. Les âges moyens de nos deux sous-échantillons étaient significativement différents et lorsque l'échantillon cible (DPF) est « distribué » comme la population française les erreurs sont majorées. Toutefois, ce biais méthodologique représenté par l'attraction à la moyenne ne semble pas suffisant pour expliquer la sous-estimation des individus les plus âgés.

Même sans pouvoir quantifier l'effet réel de ce biais méthodologique, il semble que si l'échantillon de référence est peu représenté pour les individus les plus âgés, le problème de leur « sous-estimation » sera toujours prégnant. En effet, l'estimation de l'âge chez les individus les plus âgés a toujours été une problématique des méthodes basées sur des critères osseux et particulièrement pour celle de Brooks et Suchey.

Cela met en évidence la nécessité de disposer de bases de données nous permettant de constituer des échantillons de référence présentant une structure par âge uniforme. Contrairement aux collections issues de centres médico-légaux ou de cimetières, les techniques d'imagerie médicale, en particulier les examens tomodensitométriques, constituent un moyen approprié pour développer une telle base de données.

V — 7. L'estimation de l'âge pour les « dernières décades » : quelles améliorations ?

La variabilité phénotypique des phénomènes de dégénérescence augmentant avec les années, l'estimation de l'âge chez les individus de plus de 40 ans pose des problèmes récurrents.

Tout d'abord, il est possible de citer d'autres méthodes que celle de Brooks et Suchey qui semblent plus précises pour les individus âgés. La méthode d'İşcan et coll. à partir de la surface chondrosternale de la 4^{ème} côte, par exemple, est habituellement citée comme la méthode la plus fiable pour les individus de plus de 60 ans (İşcan, 1984). Nous retiendrons également l'étude de Cappella et coll. en 2017 qui teste plusieurs méthodes sur des individus de plus de 60 ans et retient la méthode de Rougé-Maillart et coll. qui combine la surface auriculaire de l'ilium avec l'acétabulum comme étant celle qui présente les résultats les plus fiables (Rougé-Maillart, 2009 ; Cappella, 2017).

Concernant la méthode de Brooks et Suchey, certains auteurs ont proposé d'améliorer la précision de la méthode notamment par l'utilisation d'un stade supplémentaire. Ces auteurs montrent que l'utilisation d'un stade VII permet d'améliorer la précision de l'estimation de l'âge pour les dernières décades (notamment pour les 70-79 ans, 80-89 ans et 90 ans et plus) et ainsi d'éviter de formuler des réponses imprécises de type « plus de 40 ans » ou « plus de 50 ans » (Berg, 2008 ; Hartnett, 2010). Toutefois, ce stade VII n'est pas utilisable en pratique sur un échantillon virtuel, car la description de ce stade s'éloigne des critères morphologiques classiquement décrits et le principal facteur permettant de distinguer un stade 6 d'un stade 7 n'est pas accessible aux reconstructions tridimensionnelles (masse de l'os). Par ailleurs, Dudzik, proposait en 2015 d'améliorer la précision de la méthode de Brooks et Suchey en revenant à un système de score des différents critères morphologiques. Même si l'auteur évoque la possibilité de l'étendre aux individus de plus de 40 ans, nous retiendrons une approche méthodologique complexe sur le plan statistique (régression logistique et arbres décisionnel) pour des résultats publiés à ce jour qui ne concernent que des individus de moins de 40 ans (Dudzik, 2015).

Aucune méthode n'est parfaite et ne se suffit à elle-même et aucune « amélioration » ne permettra de régler la question du manque de précision pour les individus de plus de 40 ans pour la méthode de Brooks et Suchey. L'importante variabilité inter-individuelle des phénomènes de dégénérescence de la symphyse pubienne constitue probablement une limite intrinsèque à la méthode de Brooks et Suchey. L'objectif de ce travail était de limiter les biais méthodologiques en proposant un échantillon de référence présentant des « conditions optimales » à savoir, un échantillon français actuel avec une structure par âge uniforme.

VI — Conclusion

Estimer l'âge biologique au décès d'un individu correspond à observer ou quantifier des critères morphologiques d'indicateurs osseux. Ces critères étant sensibles aux facteurs mésologiques, leur évolution est inconstante tout au long de la vie et leurs variabilités interindividuelle et interpopulationnelle tendent à s'accroître avec l'âge. Il semble que les changements observés dans la symphyse pubienne soient encore une des méthodes d'estimation d'âge la plus répandue, même si les fourchettes d'âge sont larges et les changements très variables chez les âges plus avancés.

Une attention particulière doit être portée sur l'échantillon de référence utilisé étant donné l'importance des variations interpopulations et d'autres biais méthodologiques constatés. Nos travaux poursuivis sur cette question ont permis d'apporter les contributions suivantes :

- en accord avec les travaux antérieurs qui soulignent des risques d'erreur lors de l'utilisation de la méthode de Brooks et Suchey pour des populations contemporaines extérieures aux États-Unis, les résultats doivent être interprétés avec une grande prudence lorsque cette méthode est utilisée pour estimer l'âge au décès d'un corps non identifié dans une enquête judiciaire en France ;

- nos résultats semblent soutenir l'hypothèse d'un effet de la structure par âge de l'échantillon de référence. La population française est plus âgée que l'échantillon de Brooks et Suchey, la sous-estimation des individus les plus âgés est majorée ;

- les techniques d'imagerie tridimensionnelle ont largement prouvé leur intérêt en anthropologie médico-légale. Sur une approche individuelle, elles permettent entre autres de s'affranchir de la phase de préparation osseuse. Mais compte tenu de leur utilisation grandissante dans les IML et de leur facilité d'accès elles permettent la constitution de larges échantillons, multicentriques, actualisés et pour lesquels la structure par âge peut être modifiée de façon aléatoire ;

- enfin, nos travaux ont permis de constituer un large échantillon virtuel documenté et composé de 1100 surfaces symphysaires gauches d'individus français, contemporains et présentant un nombre égal d'individus féminins et masculins et une structure par âge uniforme. Les probabilités *a posteriori* sont proposées et utilisables permettant une réponse probabiliste qui présente un intérêt majeur en contexte judiciaire. Cet échantillon pourrait s'avérer utile pour estimer l'âge d'un individu décédé mais pourrait également faire l'objet de futurs travaux de recherche ou encore être utilisé à visée pédagogique.

Cependant, la fiabilité de la méthode reste faible même si elle semble améliorée notamment pour les individus les plus âgés. Par conséquent, cet échantillon doit également être utilisé avec précaution. La variabilité significative de la morphologie de la symphyse pubienne liée à la dégénérescence osseuse semble être une limite intrinsèque à la méthode. Ces travaux devront être poursuivis et notre échantillon de référence virtuel devra être évalué à l'aide d'autres échantillons tests aux effectifs plus larges notamment pour les individus féminins et les individus les plus âgés.

VII — Références bibliographiques

Aykroyd, R.G., Lucy, D., Pollard, A.M., Roberts, C.A., 1999. Nasty, Brutish, but Not Necessarily Short: A Reconsideration of the Statistical Methods Used to Calculate Age at Death from Adult Human Skeletal and Dental Age Indicators. *American Antiquity* 64, 55–70.

Baccino, E., Tavernier, J.C., Lamendin, H., Frammery, D., Nossintchouk, R., Humbert, J.F., 1991. Recherche d'une méthode multifactorielle simple pour la détermination de l'âge des cadavres adultes. *Journal de Médecine Légale et Droit Médical* 34, 27–33.

Baccino, E., Ubelaker, D.H., Hayek, L.-A., Zerilli, A., 1999. Evaluation of seven methods of estimating age at death from mature human skeletal remains. *Journal of Forensic Science* 44, 931–936.

Barrier, P., Dedouit, F., Braga, J., Joffre, F., Rougé, D., Rousseau, H., Telmon, N., 2009. Age at Death Estimation Using Multislice Computed Tomography Reconstructions of the Posterior Pelvis. *Journal of Forensic Sciences* 54, 773–778.

Berg, G.E., 2008. Pubic bone age estimation in adult women. *Journal of Forensic Sciences* 53, 569–577.

Bernis, C., 2003. Vieillesse, in: *Anthropologie Biologique. Evolution et Biologie Humaine*. Charles Susanne, Esther Rebato et Brunetto Chiarelli, Bruxelles, pp. 527–537.

Bielicki, T., 1999. Secular trends in growth: human biologists' contribution to the understanding of social change, in: *Human Growth in Context, Auxology Series*. Johnston FE, Zemel B and Eveleth PB.

Bocquet-Appel, J.P., Masset, C., 1982. Farewell to paleodemography. *Journal of Human Evolution* 11, 321–333.

Bocquet-Appel, J.P., Masset, C., 1996. Paleodemography: Expectancy and false hope. *American Journal of Physical Anthropology* 99, 571–583.

Bongiovanni, R., 2016. Effects of Parturition on Pelvic Age Indicators. *Journal of Forensic Sciences* 61, 1034–1040.

Brooks, S., Suchey, J.M., 1990. Skeletal age determination based on the os pubis: A comparison of the Acsádi-Nemeskéri and Suchey-Brooks methods. *Human Evolution* 5, 227–238.

Cappella, A., Cummaudo, M., Arrigoni, E., Collini, F., Cattaneo, C., 2017. The Issue of Age Estimation in a Modern Skeletal Population: Are Even the More Modern Current Aging Methods Satisfactory for the Elderly? *Journal of Forensic Sciences* 62, 12–17.

Chen, X., Zhang, Z., Zhu, G., Tao, L., 2011. Determining the age at death of females in the Chinese Han population: Using quantitative variables and statistical analysis from pubic bones. *Forensic Science International* 210, 278.e1–278.e8.

Chiba, F., Makino, Y., Motomura, A., Inokuchi, G., Torimitsu, S., Ishii, N., Kubo, Y., Abe, H., Sakuma, A., Nagasawa, S., Saitoh, H., Yajima, D., Hayakawa, M., Miura, M., Iwase, H., 2014. Age estimation by quantitative features of pubic symphysis using multidetector computed tomography. *International Journal of Legal Medicine* 128, 667–673.

Cohen, J., 1960. A coefficient of agreement for nominal scales. *Educational and Psychological Measurement* 20, 37–46.

Cole, T.J., 2003. The secular trend in human physical growth: a biological view. *Economics & Human Biology* 1, 161–168.

Cox, M., 2000. Ageing adults from the skeleton. in : *Human Osteology in Archeology and Forensic Science*. Margaret Cox et Simon Mays, London, pp. 61–81.

Dedouit, F., *Imagerie en coupe et anthropobiologie : applications médico-légales pour la détermination de l'âge*. Thèse anthropobiologie. Toulouse : Université Toulouse III-Paul Sabatier, 2009, 249 p. Disponible sur : http://thesesups.ups-tlse.fr/523/1/Dedouit_Fabrice.pdf (consulté le 12/07/2017).

- Dedouit, F., Savall, F., Mokrane, F.-Z., Rousseau, H., Crubézy, E., Rougé, D., Telmon, N., 2014. Virtual anthropology and forensic identification using multidetector CT. *The British Journal of Radiology* 87, 20130468.
- De Muinich Keizer, S.M., Mul, D., 2001. Trends in pubertal development in Europe. *Human Reproduction Update* 7, 287–291.
- Dudzik, B., Langley, N.R., 2015. Estimating age from the pubic symphysis: A new component-based system. *Forensic Science International* 257, 98–105.
- Eveleth, P.B., Tanner, J.M., 1990. *Worldwide Variation in Human Growth*. Cambridge Studies in Biologica. Cambridge University Press.
- Gilbert, B.M., McKern, T.W., 1973. A method for aging the female Os pubis. *American journal of physical anthropology* 38, 31–38.
- Hanihara, K., 1952. Age changes in the male Japanese pubic bone. *Journal of the Anthropological Society of Nippon* 62, 245–260 (in Japanese).
- Hartnett, K.M., 2010. Analysis of Age-at-Death Estimation Using Data from a New, Modern Autopsy Sample-Part I: Pubic Bone. *Journal of Forensic Sciences* 55, 1145–1151.
- Hauspie, R.C., Vercauteren, M., Susanne, C., 1996. Secular Changes in Growth. *Hormones* 45, 8–17.
- Hens, S.M., Rastelli, E., Belcastro, G., 2008. Age Estimation from the Human Os Coxa: A Test on a Documented Italian Collection. *Journal of Forensic Sciences* 53, 1040–1043.
- Hoppa, R.D., 2000. Population variation in osteological aging criteria: An example from the pubic symphysis. *American Journal of Physical Anthropology* 111, 185–191.
- Insee, 2015. Pyramides des âges au 1er janvier 2014. Disponible sur : <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2418114>. (consulté le 12 août 2017).

- İşcan, M.Y., Loth, S.R., Wright, R.K., 1984. Metamorphosis at the sternal rib end: a new method to estimate age at death in white males. *American Journal of Physical Anthropology* 65, 147–156.
- İşcan, M.Y., Steyn, M., 2013. Skeletal Age, in: *The Human Skeleton in Forensic Medicine*. Charles C Thomas Publisher, pp. 59–141.
- Jacks, M., 2000. Building the bases for paleodemographic analysis : adult age determination, in: *Biological Anthropology of the Human Skeleton*. Katzenberg M.A. et Saunders S.R., New York, pp. 417–466.
- Jantz, R.L., Meadows Jantz, L., 2000. Secular change in craniofacial morphology. *American Journal of Human Biology* 12, 327–338.
- Jones, E.B., Ubelaker, D.H., 2001. Demographic analysis of the Voegtly cemetery sample, Pittsburgh, Pennsylvania. *American Journal of Physical Anthropology*, Suppl. 32, 86.
- Katz, D., Suchey, J.M., 1986. Age determination of the male os pubis. *American Journal of Physical Anthropology* 69, 427–435.
- Kimmerle, E.H., Konigsberg, L.W., Jantz, R.L., Baraybar, J.P., 2008a. Analysis of Age-at-Death Estimation Through the Use of Pubic Symphyseal Data. *Journal of Forensic Sciences* 53, 558–568.
- Kimmerle, E.H., Prince, D.A., Berg, G.E., 2008b. Inter-Observer Variation in Methodologies Involving the Pubic Symphysis, Sternal Ribs, and Teeth. *Journal of Forensic Sciences* 53, 594–600.
- Klepinger, L.L., Katz, D., Micozzi, M.S., Carroll, L., 1992. Evaluation of Cast Methods for Estimating Age from the Os-Pubis. *Journal of Forensic Sciences* 37, 763–770.
- Konigsberg, L.W., Frankenberg, S.R., 1992. Estimation of age structure in anthropological demography. *American Journal of Physical Anthropology* 89, 235–256.
- Lottering, N., MacGregor, D.M., Meredith, M., Alston, C.L., Gregory, L.S., 2013. Evaluation of the suchey-brooks method of age estimation in an Australian subpopulation using computed tomography of the pubic symphyseal surface. *American Journal of Physical Anthropology* 150, 386–399.

- Lovejoy, C.O., Meindl, R.S., Pryzbeck, T.R., Mensforth, R.P., 1985a. Chronological metamorphosis of the auricular surface of the ilium: a new method for the determination of adult skeletal age at death. *American Journal of Physical Anthropology* 68, 15–28.
- Lovejoy, C.O., Meindl, R.S., Mensforth, R.P., Barton, T.J., 1985b. Multifactorial determination of skeletal age at death: a method and blind tests of its accuracy. *American Journal of Physical Anthropology* 68, 1–14.
- Lucy, D., Aykroyd, R.G., Pollard, A.M., Solheim, T., 1996. A Bayesian approach to adult human age estimation from dental observations by Johanson's age changes. *Journal of Forensic Science* 41, 189–194.
- Malina, R.M., 2004. Secular trends in growth, maturation and physical performance: a review. *Anthropological Review* 67, 3–31.
- Mays, S., 2015. The effect of factors other than age upon skeletal age indicators in the adult. *Annals of Human Biology* 42, 332–341.
- McKern, T., Stewart, T., 1957. Skeletal changes in young American males, analyzed from the standpoint of age identification. Headquarters Quartermaster Research and Development Command, Technical report EP-45. Natick, MA.
- Meindl, R.S., Lovejoy, C.O., 1985a. Ectocranial suture closure: a revised method for the determination of skeletal age at death based on the lateral-anterior sutures. *American Journal of Physical Anthropology* 68, 57–66.
- Meindl, R.S., Lovejoy, C.O., Mensforth, R.P., Walker, R.A., 1985b. A Revised Method of Age Determination Using The Os Pubis, With a Review and Tests of Accuracy of Other Current Methods of Pubic Symphyseal Aging. *American Journal of Physical Anthropology* 68, 29–45.
- Merritt, C.E., 2017. Inaccuracy and bias in adult skeletal age estimation: Assessing the reliability of eight methods on individuals of varying body sizes. *Forensic Science International* 275, 315.e1–315.e11.

- Miranker, M., 2016. A Comparison of Different Age Estimation Methods of the Adult Pelvis. *Journal of Forensic Sciences* 61, 1173–1179.
- Molleson, T., Cox, M., 1993. The Spitalfields project, Council for British Archaeology. Council for British Archaeology, research report, London.
- Overbury, R.S., Cabo, L.L., Dirkmaat, D.C., Symes, S.A., 2009. Asymmetry of the os pubis: Implications for the Suchey-Brooks method. *American Journal of Physical Anthropology* 139, 261–268.
- Pasquier, E., De Saint Martin Pernot, L., Burdin, V., Mounayer, C., Le Rest, C., Colin, D., Mottier, D., Roux, C., Baccino, E., 1999. Determination of Age at Death: Assessment of an Algorithm of Age Prediction Using Numerical Three-Dimensional CT Data From Pubic Bones. *American Journal of Physical Anthropology* 108, 261–268.
- Poulsen, K., Simonsen, J., 2007. Computed tomography as routine in connection with medico-legal autopsies. *Forensic Science International* 171, 190–197.
- R Development Core Team, 2008. R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>.
- Rissech, C., Wilson, J., Winburn, A.P., Turbón, D., Steadman, D., 2012. A comparison of three established age estimation methods on an adult Spanish sample. *International Journal of Legal Medicine* 126, 145–155.
- Ritz-Timme, S., Cattaneo, C., Collins, M.J., Waite, E.R., Schütz, H.W., Kaatsch, H.-J., Borrman, H.I.M., 2000. Age estimation: the state of the art in relation to the specific demands of forensic practise. *International Journal of Legal Medicine* 113, 129–136.
- Rougé-Maillart, C., Vielle, B., Jousset, N., Chappard, D., Telmon, N., Cunha, E., 2009. Development of a method to estimate skeletal age at death in adults using the acetabulum and the auricular surface on a Portuguese population. *Forensic Science International* 188, 91–95.
- Rowe, J.W., Kahn, R.L., 1987. Human Aging: Usual and Successful. *Science* 237, 143–149.

Sakaue, K., 2006. Application of the Suchey–Brooks system of pubic age estimation to recent Japanese skeletal material. *Anthropological Science* 114, 59–64.

Saunders, S.R., Fitzgerald, C., Rogers, T., Dudar, C., McKillop, H., 1992. A Test of Several Methods of Skeletal Age Estimation using a Documented Archaeological Sample. *Canadian Society of Forensic Science Journal* 25, 97–118.

Schmitt, A., Variabilité de la sénescence du squelette humain. Réflexions sur les indicateurs de l'âge au décès : à la recherche d'un outil performant. Thèse anthropobiologie. Bordeaux : Université Sciences et Technologies - Bordeaux I, 2001, 347 p. Disponible sur : <https://tel.archives-ouvertes.fr/tel-00255753/document> (consulté le 12/07/2017).

Schmitt, A., 2004. Age-at-death assessment using the os pubis and the auricular surface of the ilium: a test on an identified Asian sample. *International Journal of Osteoarchaeology* 14, 1–6.

Sidler, M., Jackowski, C., Dirnhofer, R., Vock, P., Thali, M., 2007. Use of multislice computed tomography in disaster victim identification—Advantages and limitations. *Forensic Science International* 169, 118–128.

Sinha, A., Gupta, V., 1995. A study on estimation of age from pubic symphysis. *Forensic Science International* 75, 73–78.

Suchey, J.M., Katz, D., 1998. Applications of pubic age determination in a forensic setting, in: *Forensic Osteology: Advances in the Identification of Human Remains*. Charles C. Thomas, Springfield, III., U.S.A., pp. 204–236.

Susanne, C., 2005. Influence of nutrition on current populations, particularly in the case of secular evolution. *Zainak. Cuadernos de Antropología-Etnografía* 27, 11–30.

Telmon, N., Gaston, A., Chemla, P., Blanc, A., Joffre, F., Rouge, D., 2005. Application of the Suchey–Brooks Method to Three-Dimensional Imaging of the Pubic Symphysis. *Journal of Forensic Sciences* 50, 507–512.

Todd, T.W., 1920. Age changes in the pubic bone. I. The male white pubis. *American Journal of Physical Anthropology* 3, 285–334.

Todd, T.W., 1923. Age changes in the pubic symphysis: VII. The anthropoid strain in human pubic symphyses of the third decade. *Journal of Anatomy* 57, 274–294.

Usher, B., 2002. Reference samples: the first step in linking biology and age in the human skeleton, in: *Paleodemography. Age Distributions from Skeletal Samples*. Robert D. Hoppa and James W. Vaupel, New York, pp. 29–47.

Vercauteren, M., 2003. Evolution séculaire au XXe siècle, in: *Anthropologie Biologique. Evolution et Biologie Humaine*. Charles Susanne, Esther Rebato et Brunetto Chiarelli, Bruxelles, pp. 539–548.

Viera, A.J., Garrett, J.M., 2005. Understanding interobserver agreement: the kappa statistic. *Family Medicine* 37, 360–363.

Villa, C., Buckberry, J., Cattaneo, C., Lynnerup, N., 2013. Technical Note: Reliability of suchey-brooks and buckberry-chamberlain methods on 3D visualizations from CT and laser scans: Age Estimation Methods and 3d Visualizations. *American Journal of Physical Anthropology* 151, 158–163.

Villa, C., Buckberry, J., Cattaneo, C., Frohlich, B., Lynnerup, N., 2015. Quantitative Analysis of the Morphological Changes of the Pubic Symphyseal Face and the Auricular Surface and Implications for Age at Death Estimation. *Journal of Forensic Sciences* 60, 556–565.

Wescott, D.J., Drew, J.L., 2015. Effect of obesity on the reliability of age-at-death indicators of the pelvis: Effects of Obesity on Age-at-Death. *American Journal of Physical Anthropology* 156, 595–605.

Wink, A.E., 2014. Pubic Symphyseal Age Estimation from Three-Dimensional Reconstructions of Pelvic CT Scans of Live Individuals. *Journal of Forensic Sciences* 59, 696–702.

VIII — Annexes

VIII — 1. Annexe 1 : articles publiés à l'origine de ce travail

Savall, F., Rérolle, C., Hérin, F., Dédouit, F., Rougé, D., Telmon, N., Saint-Martin, P., 2016. Reliability of the Suchey-Brooks method for a French contemporary population. *Forensic Science International* 266, 586.e1–e5.

Savall, F., Hérin, F., Peyron, P.A., Rougé, D., Baccino, E., Saint-Martin, P., Telmon, N., 2017. Age estimation at death using pubic bone analysis of a virtual reference sample. *International Journal of Legal Medicine*. DOI : 10.1007/s00414-017-1656-9.



Forensic Anthropology Population Data

Reliability of the Suchey-Brooks method for a French contemporary population



Frédéric Savall^{a,b,*}, Camille Rérolle^{a,c}, Fabrice Hérin^d, Fabrice Dédouit^{a,b,e},
Daniel Rougé^{a,b}, Norbert Telmon^{a,b}, Pauline Saint-Martin^{a,c}

^aLaboratoire d'Anthropobiologie AMIS, UMR 5288 CNRS, Université Paul Sabatier, 37 allées Jules Guesde, 31000 Toulouse, France

^bService de Médecine Légale, Centre Hospitalier Universitaire Rangueil, avenue du Professeur Jean Poulhès, 31059 Toulouse Cedex 9, France

^cService de Médecine Légale, Centre Hospitalier Universitaire Trousseau, avenue de la République, 37170 Chambray-lès-Tours, France

^dUMR 1027, Epidémiologie et analyses en santé publique, Faculté de médecine, 37 allées J. Guesde, 31000 Toulouse, France

^eService de Radiologie, Centre Hospitalier Universitaire Rangueil, avenue du Professeur Jean Poulhès, 31059 Toulouse Cedex 9, France

ARTICLE INFO

Article history:

Received 1 June 2015

Received in revised form 9 February 2016

Accepted 26 April 2016

Available online 3 May 2016

Keywords:

Forensic Anthropology Population Data

Age estimation

Pubic symphysis

Suchey-Brooks method

Reference sample

ABSTRACT

The Suchey-Brooks method is commonly used for pubic symphyseal aging in forensic cases. However, inter-population variability is a problem affected by several factors such as geographical location and secular trends. The aim of our study was to test the reliability of the Suchey-Brooks method on a virtual sample of contemporary French males.

We carried out a retrospective study of 680 pubic symphysis from adult males undergoing clinical Multislice Computed Tomography in two hospitals between January 2013 and July 2014 (Toulouse and Tours, France). The reliability of the Suchey-Brooks method was tested by the calculation of inaccuracy and bias between real and estimated ages, and the mean age for each stage and the mean stage for each 10-years age interval were compared.

The degree of inaccuracy and bias increased with age and inaccuracy exceeded 20 years for individuals over 65 years of age. The results are consistent with an overestimation of the real age for stages I and II and an underestimation of the real age for stages IV, V and VI. Furthermore, the mean stages of the reference sample were significantly lower for the 14–25 age group and significantly higher for individuals over 35 years old.

Age estimation is potentially limited by differential inter-population error rates between geographical locations. Furthermore, the effects of secular trends are also supported by research in European countries showing a reduction in the age of attainment of indicators of biological maturity during the past few decades. The results suggest that the Suchey-Brooks method should be used with caution in France. Our study supports previous findings and in the future, the Suchey-Brooks method could benefit from re-evaluation of the aging standards by the establishment of new virtual reference samples.

© 2016 Elsevier Ireland Ltd. All rights reserved.

1. Introduction

In forensic or physical anthropology and paleoanthropology, estimation of age at death from osteological features is a major area of interest. In this field, the pubic symphysis has been the most studied of the anatomical structures used in estimating age at death. The Suchey-Brooks method is commonly used for pubic symphyseal aging in forensic cases and the least open to criticism in terms of methodology. It was developed using a large reference

sample of known age ($n = 1255$) and has been widely tested on osteological collections different to the reference sample [1–4]. The method was developed on an American sample of individuals autopsied between 1977 and 1979, however, biological age presents important inter-population variability. For male individuals, the Suchey-Brooks Sample (SBS) (reference sample) included 720 dry pubic symphysis (mean age, 40.5 years; minimum age, 14 years; maximum age, 92 years and SD, 18) [1]. Could a forensic anthropologist use the Suchey-Brooks method to accurately estimate the age at death of an individual whose bones have been found in France today?

Several factors can contribute to the problem of inter-population variability. Firstly, differences could be related to the geographical origins of the population. Klepinger in 1992 recommended population specific methods and some researchers have

* Corresponding author at: Service de Médecine Légale, Centre Hospitalier Universitaire Rangueil, avenue du Professeur Jean Poulhès, TSA 50032, 31059 Toulouse Cedex 9, France. Tel.: +33 05 61 32 28 59; fax: +33 05 61 32 21 77.

E-mail address: fredsavall@hotmail.fr (F. Savall).

highlighted the need for regional standards for estimating age in various populations [3,5,6]. Further, secular trends are a well-known phenomenon in physical anthropology which contribute to the explanation of human variability. This phenomenon was originally studied in the case of increased stature but it extends to a wide variety of traits, for example maturation – which shows significant changes in successive generations [7–9].

The aim of our study was to test the reliability of the Suchey-Brooks method on a virtual sample of contemporary French males.

2. Material

2.1. Sample

We carried out a retrospective study of pubic symphysis from adult males undergoing clinical Multislice Computed Tomography (MSCT) in two hospitals between January 2013 and July 2014 (Toulouse and Tours, France). We choose to focus on male individuals because age estimation depends on determination of sex. The MSCT examinations were mainly requested in the clinical context of abdominal diseases. Patients with a known history of bone disease or pelvic trauma and patients with materials causing artifacts such as hip replacements were excluded. The patients were globally representative of the present-day French population. A total of 680 MSCT examinations of male individuals were included. The data and images were recorded anonymously with only the sex and the age of the patient recorded at the time of the CT. According to French law, the results of medical imaging examinations may be used retrospectively without the patient's consent when these examinations have been carried out for clinical purposes and when they have been recorded anonymously (article 40-1, law 94-548 of 1 July 1994).

2.2. MSCT

MSCT images were obtained through a Picture Archiving and Communication System (PACS, McKesson Medical Imaging Group, Richmond, BC, Canada) used by both hospitals. Examinations were performed on a Sensation 16 Scanner (Siemens, Erlangen, Germany) with 16×1.5 mm collimation. The image matrix was 512×512 pixels. A soft tissue filter was used. Depending on the purpose of the examination, axial reconstructions were performed every 2 mm. Scans were saved as Digital Imaging and Communications in Medicine (DICOM) files, and post processing was performed using Amira 5.4.2 software (Mercury Computer System, Inc., Chelmsford, MA).

3. Methods

3.1. Morphological 3D analysis

The left pubic symphysis was chosen arbitrarily. Reconstruction of the polygonal surface was performed using Amira[®] software with the Isosurface function. The pubic symphysis was isolated and edited with the ExtractSurface and Surface Editor functions. A stage was assigned to each pubic symphysis using morphological criteria and the methodology proposed by Suchey-Brooks [1]. Staging was consensually performed by two experienced observers. All images were analyzed without knowledge of the age of the subject and in arbitrary order. Observers could rotate the bone in three dimensions. Six pubic symphysis representative of each stage are illustrated in Fig. 1.

3.2. Precision studies and summary statistics

Data used in this study were collected by two observers. To examine the effects of intraobserver reliability, the principal

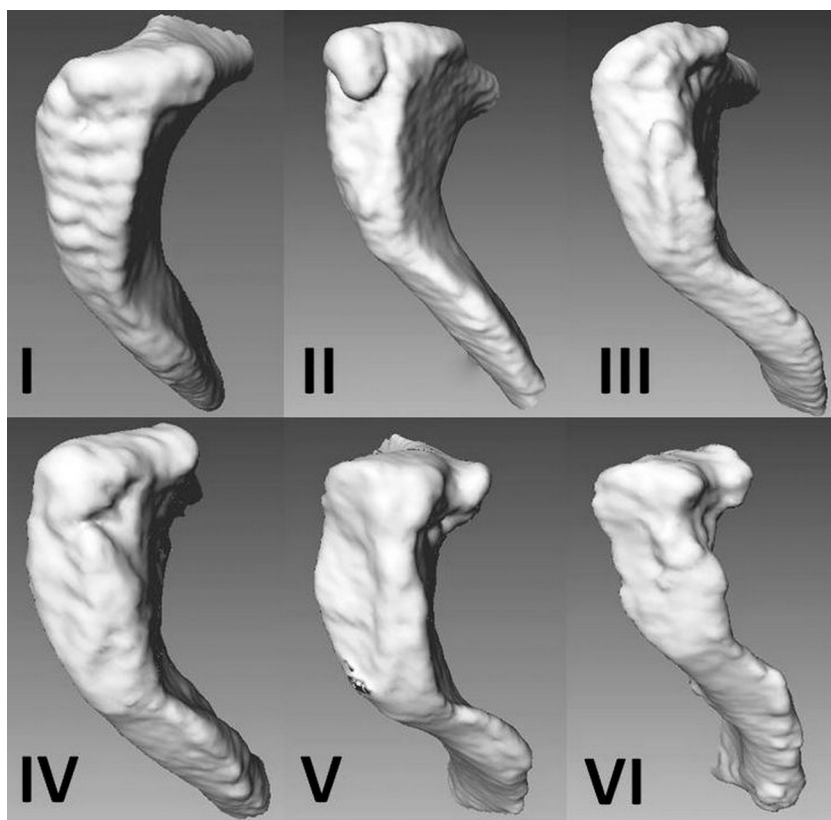


Fig. 1. Pubic symphysis representative of each stage using the morphological features proposed by Suchey-Brooks.

observer carried out observation of 80 randomized specimens from the sample and a second observation 2 month after the first. To assess interobserver reliability, the second observer carried out observation of the same 80 specimens. In each case Cohen's Kappa were calculated. Comparison between the means of adjacent stages was carried out using Mann–Whitney test and correlation of the age to the stage was tested using the Spearman's correlation.

3.3. Difference between the real age and the assigned age

The reliability of the Suchey–Brooks method was tested by the calculation of inaccuracy and bias. Mean errors between the estimated and real ages were calculated at 10-year age intervals. Inaccuracy was calculated as: $\sum |estimated\ age - real\ age|/n$, showing the average magnitude of the absolute error. Bias was calculated as: $\sum (estimated\ age - real\ age)/n$, expressing the tendency for either over- or under-estimation of age.

3.4. Comparison of samples

The mean age for each stage and the mean stage for each 10-year age interval were compared using the Mann–Whitney test.

3.5. Statistical analysis

All statistical analyses and the graphical representations were carried out with R 3.0.2 software (R Development Core Team, <http://www.R-project.org>).

4. Results

4.1. Precision studies and summary statistics

The intra- and interobserver reliabilities were excellent with a respectively kappa value of 0.88 and 0.73. Errors were mainly confined to overestimation or underestimation of a single stage and overestimation of two stages (III/V) for two specimens. Our sample, the French Population Sample (FPS) included 680 virtual pubic symphysis (mean age, 46.3 years; minimum age, 15 years and maximum age, 92 years and SD, 22). Fig. 2 shows the age distribution of the FPS in 5-year intervals. Within the FPS, subsequent stages had a significantly higher mean age and age

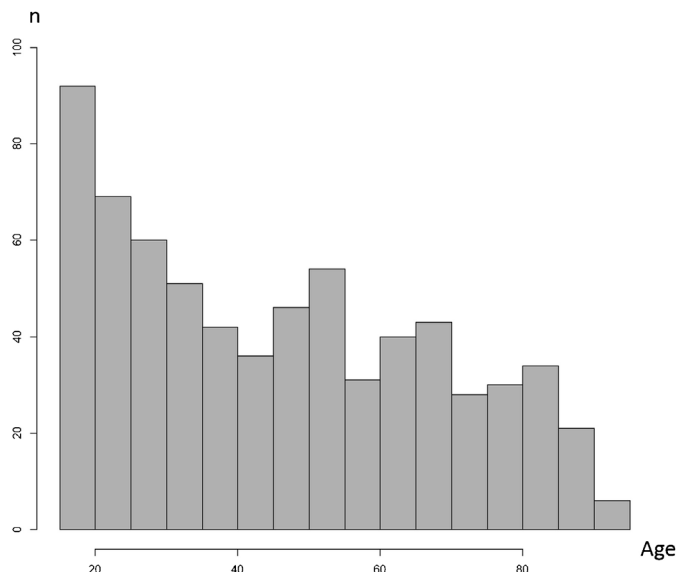


Fig. 2. Histogram showing the distribution by age of the French Population Sample grouped by 5-years intervals.

Table 1

inaccuracy and bias of estimated FPS ages relative to the mean ages of the Suchey–Brooks series.

Age range	Inaccuracy (years)	Bias (years)
15–25	4.5	4.2
26–35	7.9	6.2
36–45	6.9	–1.2
46–55	8.4	–6.9
56–65	14.1	–13.6
66–75	22.4	–22.4
76–85	27	–27
86–95	33	–33
Entire range	12	–6.7

was significantly correlated with stage (Spearman's rho = 0.81, $p < 0.0001$).

4.2. Difference between the real age and the assigned age

Table 1 shows the inaccuracy and bias in 10-year intervals when the mean ages of the Suchey–Brooks series were applied to the FPS. The degree of inaccuracy and bias increases with age and inaccuracy exceeded 20 years for individuals over 65 years of age. Furthermore, the method tends to overestimate the youngest individuals and underestimate the oldest.

4.3. Comparison of the samples

Table 2 shows that the mean ages for stages I and II were significantly lower in the FPS than in the SBS. Also the mean ages for stages IV, V and VI were significantly higher in the FPS than in the SBS. Except for stage III where the results were not significant, these results are consistent with an overestimation of the real age for stages I and II and an underestimation of the real age for stages IV, V and VI. The mean stages were calculated for each 10-year interval for the SBS sample and the FPS. Because of the small number of elderly subjects, individuals over 75 years were grouped together. Fig. 3 shows the mean stage in 10-year intervals for the SBS and the FPS. The mean stages of the SBS were significantly lower for the 14–25 age group ($p < 0.0001$) and significantly higher for individuals over 35 years old than for the SBS ($p < 0.0001$ except for the 36–45, $p < 0.05$).

5. Discussion

Previous studies have raised the issue of difficulties in using the Suchey–Brooks method on samples outside of the United States. We aimed to establish whether a forensic anthropologist can use the Suchey–Brooks method on a MSCT examination to estimate the age at death of an individual whose bones have been found in France today.

Table 2

descriptive statistics and differences between mean ages for the Suchey–Brooks Sample and the French Population Sample.

Stages	SBS				FPS				SBS–FPS <i>p</i>
	<i>n</i>	min	max	Mean	<i>n</i>	min	max	Mean	
I	132	14	24	18	53	15	28	17.2	0.025
II	52	17	36	23.5	68	16	34	21	<0.001
III	40	20	48	29.5	67	19	69	31.5	NS
IV	154	22	71	36.7	142	21	81	40.5	0.007
V	137	26	80	46.5	259	22	91	56.2	<0.001
VI	205	31	92	60.4	91	41	92	73.7	<0.001

NS: non-significant.

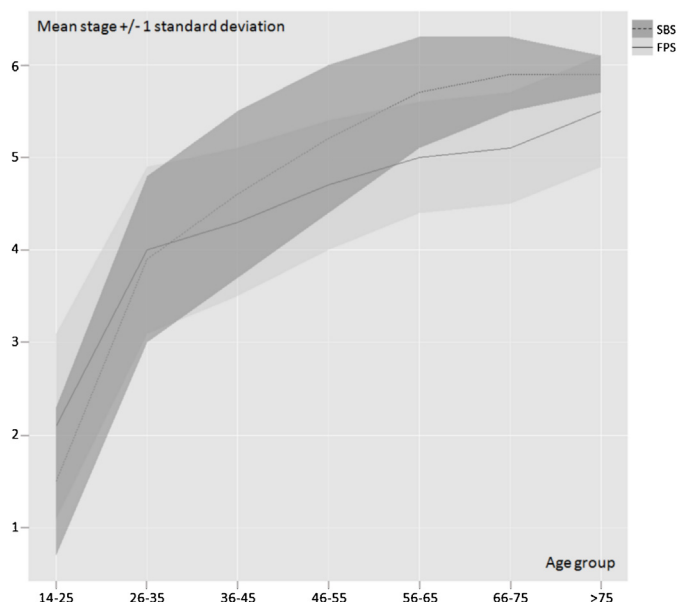


Fig. 3. Mean stage by 10-year intervals for the Suchey-Brooks Sample and the French Population Sample.

The effect of asymmetry between both sides is not really clear-cut. Some authors suggest that the asymmetry is negligible [10]. However, differences in scoring left and right pubic symphysis seem exist [11]. The left symphysis was chosen arbitrarily. Furthermore, some studies like Rissech et al. also used the left side [12]. However, it is important to remind that to estimate the age at death of an individual, the both sides should be considered.

Intra- and interobserver reliability are sometimes mentioned as a limit of the Suchey-Brooks method and the literature are contradictory on this issue [13,14]. To limit this bias, observations were carried out by two observers. Moreover the intra- and interobserver reliabilities were excellent.

The inaccuracy was more than 20 years for the individuals over 65 years old. This is greater than in the results found by Rissech et al. in 2012, Schmitt in 2004 and Lottering et al. in 2013 for Spanish, Thai and Australian individuals, respectively [12,13,15]. Even though the methodological approaches of these studies was different, this high degree of inaccuracy is not acceptable and in death investigations in the forensic context in France, results should be treated with great caution when the Suchey-Brooks reference sample is used to estimate the age at death of an individual. Furthermore, the consequences of such a difference are overestimation with positive bias of the youngest individuals and underestimation with negative bias (greater than –20 years) of the oldest people. This over- and underestimation respectively for younger and older individuals was similar to the results found by Lottering et al. on an Australian subpopulation [13]. The underestimation of the older individuals is a recurrent problem and Hoppa, in 2000, noted that this underestimation was not simply a product of having only six stage means [2,16]. However, it is interesting to note that some authors suggested to add a later stage, stage 7 [5,17]. This would be useful for the last decades of life. In our study this underestimation was dramatically marked for individuals over 50 years old.

Although the Suchey-Brooks method has been tested on numerous samples, the age estimation is potentially affected by population variation. This could be an intrinsic limitation due to differential inter-population error rates between geographical locations. In fact, most researchers noted population differences in the development of morphological features of the pubic symphysis although some studies are contradictory. In 2004, Schmitt pointed

out that using methods elaborated on western samples was not appropriate for individuals from other geographical origins. She noted that neither of the age estimation techniques used in her study (Pubis and Auricular Surface) could provide reliable estimations for a recent Thai population and concluded that they should not be applied to Asian past populations [15]. Conversely, Sakue in 2006 suggested that the Suchey-Brooks method of evaluating age-related changes of the pubic symphysis is effective in a recent Japanese skeletal series. The difference between the recent Japanese and the Suchey-Brooks series in mean ages by stage was less than 3 years and he concluded that the application of the Suchey-Brooks method to the recent Japanese population may cause no major problems [18]. In the same way Kimmerle et al. in 2008 and Lottering et al. in 2013 noted differential inter-population error rates between geographical locations for Balkan and Australian populations, respectively [13,19,20]. As it was highlighted by Baccino et al. the accuracy of age-at-death estimation could be improved by the multi-approach methods [21]. However, the previous considerations raise the issue that the standards used for these methods are developed on different reference samples for each indicator.

Furthermore, the Suchey-Brooks sample including individuals autopsied between 1977 and 1979 is probably not representative of a 21st-century French population. That this is an effect of secular trends is supported by Hoppa (2000) who showed that age-related changes of the pubic symphysis are significantly different between the reference distribution of the Suchey-Brooks method, a 20th century autopsy sample and the 18th–19th century Spitalfields sample [2]. Moreover, Hartnett suggested that the Suchey-Brooks method is not extremely accurate whereas his study is carried out from a current American sample [17]. We could advance the possibility that this phenomenon could be a result of earlier and faster bone development and later and slower bone degeneration. In fact, some research on secular trends in European countries showed a reduction in the age at menarche and ages at attaining other indicators of biological maturity during the past few decades. These changes could be the effect of improved socio-economic conditions and changes in nutrition [8,22]. Finally, in the field of paleoanthropology some pitfalls in the relationship with age distribution have been highlighted. Indeed, when such a method is used to assess the age distribution of a population, the result of the estimated age distribution tends to be similar to the reference sample [23,24]. We have to notice this because the French population is older than the Suchey-Brooks sample which is representative of a medico-legal population.

There are some limitations in this study, principally the inter-method reliability in the comparison of the reference sample and the subsamples. In our study age estimation of the FPS was based on the Suchey-Brooks method. Only images were tested, and compared to a reference sample established with dry bone. The issue of comparing images with physical samples is not really clear-cut in the literature. Some differences could result from changes in the morphology of the pubis which are not visible, such as weight and texture. For example, Villa reported that for the same observer the Suchey-Brooks method cannot be confidently performed on 3D pelvic bone visualizations (Cohen's kappa coefficient = 0.66; $n = 12$) [14]. On the other hand, Telmon et al. showed that the accuracy of age estimation did not significantly differ between the Suchey-Brooks method applied to bones and the same method applied to CT images (Cohen's kappa coefficient = 0.86; $n = 21$) [25]. Other limitations are that our samples only concern male individuals and that some features such as ethnicity and socio-economic status were not available.

However, using MSCT could present some great advantages. First, obtaining well prepared bones is a long and difficult process and MSCT causes no damage to skeletal material, no deterioration

of data over time and no delay related to the preparation of bones [16]. Therefore, because of the common use of MSCT in many forensic departments, it would be easy to collect MSCT data and establish a large virtual reference sample [14,26]. Given the existence of such a sample, it would be faster to compare the 3D reconstruction of an individual to the reference sample in the forensic context. Furthermore, MSCT allows the study of quantitative features such as angle or length measurements [4,27]. Finally, there are few anthropological aging studies performed on MSCT scans of the pubic symphysis of living individuals.

6. Conclusion

Previous studies have suggested that the Suchey-Brooks method should be used with caution in forensic investigations in France. Our study supports the findings of this previous research which highlights problems in the extrapolation of the Suchey-Brooks method to contemporary populations outside the United States. It is not possible to draw definitive conclusions about population variation. Furthermore, the authors suggest that in the future, the Suchey-Brooks method could benefit from re-evaluation of the aging standards by the establishment of new virtual reference samples.

References

- [1] S. Brooks, J.M. Suchey, Skeletal age determination based on the os pubis: a comparison of the Acsádi-Nemeskéri and Suchey-Brooks methods, *Hum. Evol.* 5 (1990) 227–238.
- [2] R.D. Hoppa, Population variation in osteological aging criteria: an example from the pubic symphysis, *Am. J. Phys. Anthropol.* 111 (2000) 185–191.
- [3] L.L. Klepinger, D. Katz, M.S. Micozzi, L. Carroll, Evaluation of cast methods for estimating age from the os-pubis, *J. Forensic Sci.* 37 (1992) 63–770.
- [4] E. Pasquier, L. De Saint Martin Pernot, V. Burdin, C. Mounayer, C. Le Rest, D. Colin, D. Mottier, C. Rouxand, E. Baccino, Determination of age at death: assessment of an algorithm of age prediction using numerical three-dimensional CT data from pubic bones, *Am. J. Phys. Anthropol.* 108 (1999) 261–268.
- [5] G.E. Berg, Pubic bone age estimation in adult women, *J. Forensic Sci.* 53 (2008) 69–577.
- [6] X.P. Chen, Z.Y. Zhang, G.Y. Zhu, L.Y. Tao, Determining the age at death of females in the Chinese Han population: using quantitative variables and statistical analysis from pubic bones, *Forensic Sci. Int.* 210 (2011) 278e1–278e8.
- [7] T.J. Cole, The secular trend in human physical growth: a biological view, *Econ. Hum. Biol.* 1 (2003) 161–168.
- [8] R.M. Malina, Secular trends in growth, maturation and physical performance: a review, *Anthropol. Rev.* 67 (2004) 3–31.
- [9] C. Susanne, Influence of nutrition on current populations, particularly in the case of secular evolution, *Zainak Cuad. Antropol. Etnogr.* 27 (2005) 11–30.
- [10] S.M. Hens, E. Rastelli, G. Belcastro, Age estimation from the human os coxa: a test on a documented Italian collection, *J. Forensic Sci.* 53 (2008) 040–1043.
- [11] R.S. Overbury, L.L. Cabo, D.C. Dirkmaat, S.A. Symes, Asymmetry of the os pubis: implications for the Suchey-Brooks method, *Am. J. Phys. Anthropol.* 139 (2009) 261–268.
- [12] C. Rissech, J. Wilson, A. Winburn, D. Turbon, D. Steadman, A comparison of three established age estimation methods on an adult Spanish sample, *Int. J. Legal Med.* 126 (2012) 145–155.
- [13] N. Lottering, D.M. MacGregor, M. Meredith, C.L. Alston, L.S. Gregory, Evaluation of the Suchey-Brooks method of age estimation in an Australian subpopulation using computed tomography of the pubic symphyseal surface, *Am. J. Phys. Anthropol.* 150 (2013) 386–399.
- [14] C. Villa, J. Buckberry, C. Cattaneo, N. Lynnerup, Technical Note Reliability of Suchey-Brooks and Buckberry-Chamberlain methods on 3D visualizations from CT and laser scans, *Am. J. Phys. Anthropol.* 151 (2013) 158–163.
- [15] A. Schmitt, Age-at-death assessment using the os pubis and the auricular surface of the ilium: a test on an identified Asian sample, *Int. J. Osteoarchaeol.* 14 (2004) 1–6.
- [16] A.E. Wink, Pubic symphyseal age estimation from three-dimensional reconstructions of pelvic CT scans of live individuals, *J. Forensic Sci.* 59 (2014) 96–702.
- [17] K.M. Hartnett, Analysis of age-at-death estimation using data from a new, modern autopsy sample—part 1: pubic bone, *J. Forensic Sci.* 55 (2010) 1145–1151.
- [18] K. Sakaue, Application of the Suchey-Brooks system of pubic age estimation to recent Japanese skeletal material, *Anthropol. Sci.* 114 (2006) 59–64.
- [19] E.H. Kimmerle, L.W. Konigsberg, R.L. Jantz, J.P. Baraybar, Analysis of age-at-death estimation through the use of pubic symphyseal data, *J. Forensic Sci.* 53 (2008) 58–568.
- [20] E.H. Kimmerle, D.A. Prince, G.E. Berg, Inter-observer variation in methodologies involving the pubic symphysis, sternal ribs, and teeth, *J. Forensic Sci.* 53 (2008) 594–600.
- [21] E. Baccino, D.H. Ubelaker, L.-A.C. Hayek, A. Zerilli, Evaluation of seven methods of estimating age at death from mature human skeletal remains, *J. Forensic Sci.* 44 (1999) 31–936.
- [22] S.M.P.F. de Muinck Keizer-Schrama, D. Mul, Trends in pubertal development in Europe, *Hum. Reprod. Update* 7 (2001) 287–291.
- [23] J.P. BocquetAppel, C. Masset, Paleodemography expectancy and false hope, *Am. J. Phys. Anthropol.* 99 (1996) 571–583.
- [24] J.P. Bocquet-Appel, C. Masset, Farewell to paleodemography, *J. Hum. Evol.* 11 (1982) 321–333.
- [25] N. Telmon, A. Gaston, P. Chemla, A. Blanc, F. Joffre, D. Rouge, Application of the Suchey-Brooks method to three-dimensional imaging of the pubic symphysis, *J. Forensic Sci.* 50 (2005) 07–512.
- [26] K. Poulsen, J. Simonsen, Computed tomography as routine in connection with medico-legal autopsies, *Forensic Sci. Int.* 171 (2007) 190–197.
- [27] F. Chiba, Y. Makino, A. Motomura, G. Inokuchi, S. Torimitsu, N. Ishii, Y. Kubo, H. Abe, A. Sakuma, S. Nagasawa, H. Saitoh, D. Yajima, M. Hayakawa, M. Miura, H. Iwase, Age estimation by quantitative features of pubic symphysis using multi-detector computed tomography, *Int. J. Legal Med.* 128 (2014) 667–673.

Age estimation at death using pubic bone analysis of a virtual reference sample

Frédéric Savall^{1,2} · Fabrice Hérin³ · Pierre Antoine Peyron⁴ · Daniel Rougé^{1,2} · Eric Baccino⁴ · Pauline Saint-Martin^{1,5} · Norbert Telmon^{1,2}

Received: 28 March 2017 / Accepted: 27 July 2017
© Springer-Verlag GmbH Germany 2017

Abstract Age at death estimation is a major part of forensic anthropology, but is often poor in the latter decades of life and should benefit from specific population standards. The aim of this study was to test a virtual reference sample with a uniform age distribution in order to improve the accuracy of age estimation for individuals over 40 years of age. We retrospectively built a random virtual reference sample of pubic symphyses from 1100 clinical cases using computed tomography at two French hospitals; this was compared with a test sample (pubic symphyses from 75 corpses undergoing post-mortem computed tomography at a French forensic department) and with the sample originally used in the Suchey-Brooks (SB) system. Inaccuracy and bias were calculated and the proportions of cases in which the real age fell within the estimated age ± 1 standard deviation were calculated. Compared to using the SB sample, using our French sample resulted in a lower

inaccuracy for males over 55 years and bias showed that that for males aged 56 to 70 years were less underestimated. Compared to using the SB sample, using our French sample resulted in a lower inaccuracy for females over 70 years and bias showed that that for females aged 56 and older were less underestimated. This study presents a large data set of pubic symphyseal phases from a French virtual sample that allows for improving age estimation accuracy at death, particularly for individuals over 40 years. This kind of material can be useful to improve the age estimation accuracy in a specific region. However, the reliability remains poor and the variability of pubic symphysis morphology related to bone degeneration seems to be an unavoidable limit of the method.

Keywords Forensic anthropology · Age at death · Pubic symphysis · Reference sample · Computed tomography · French

✉ Frédéric Savall
fredsavall@hotmail.fr

- ¹ Laboratoire d'Anthropobiologie AMIS, UMR 5288 CNRS, Université Paul Sabatier, Allées Jules Guesde, 31000 Toulouse, France
- ² Service de Médecine Légale, Centre Hospitalier Universitaire Rangueil, Avenue du Professeur Jean Poulhès, TSA 50032, 31059 Toulouse Cedex 9, France
- ³ Laboratoire d'épidémiologie et analyses en santé publique, UMR 1027, Faculté de Médecine, Université Paul Sabatier, Allées Jules Guesde, 31000 Toulouse, France
- ⁴ Service de Médecine Légale, Centre Hospitalier Universitaire Lapeyronie, Avenue du Doyen Gaston Giraud, 34295 Montpellier, France
- ⁵ Service de Médecine Légale, Centre Hospitalier Universitaire Trousseau, Avenue de la République, 37170 Chambray-lès-Tours, France

Introduction

Patterns of bone maturation and degeneration are used to estimate the age at death, which is a major part of physical and forensic anthropology. Accurate and reliable methods are needed in forensic applications. The pubic symphysis is one of the most studied anatomical structures as it provides considerable interest due to its late maturation. In this anatomical region, the Suchey-Brooks (SB) system is the most commonly used and one of the most tested methods of assessment. Furthermore, it was developed using a large, multi-ethnic American sample [1].

However, three main criticisms can be highlighted. First, phase allocation is a subjective step which requires training or experience [2]. On this issue, data are contradictory in literature. For example, Lottering et al. reported that a novice and

an experienced anthropologist were in “almost perfect agreement,” while conversely, Kimmerle et al. reported high inter-observer error [3, 4]. Thus, this topic should be approached with caution and researchers should systematically conduct reproducibility tests.

Then, age estimation is often inaccurate for individuals in the last decades of life, especially over 40 years of age [5–8]. Moreover, maturation patterns show significant variability and the phases of indicators are not only related to age but also to a multitude of other factors like vitamin D status, hormonal or genetic factors, and biomechanical variables [9, 10]. Several studies have tried to improve this lack of reliability, for example, with the use of an additional phase [11, 12].

Finally, the Suchey-Brooks system has been widely tested on numerous osteological collection or virtual samples, and it is often noted that age estimation is affected by population variation. Numerous studies on population differences in the development of morphological features of the pubic symphysis have been carried out on Asian (Thailand and Japan), Balkan (Bosnia, Kosovo and Croatia), Australian, Spanish, and French populations [3, 6, 13–16]. Except for the Japanese population, authors suggest that the method should be applied with caution given a lack of accuracy and reliability. Researchers have noticed that standards are not available for specific populations related to geographical origins and they have highlighted the need for regional standards for estimating age [11, 17, 18]. Furthermore, in the field of paleodemography, Bocquet-Appel and Masset were the first researchers to highlight the effect of the reference sample. They stressed the problem of “regression to the mean” and showed that the age structure of the reference sample was reflected in the estimated age distribution of the target sample [19, 20].

This highlights the need to have uniform and population-specific data available for age estimation of contemporary French individuals. Medical imaging techniques, especially multislice computed tomography (MSCT), provide a suitable way to develop such a database.

The aim of this study was to test a virtual reference sample with a uniform age distribution in order to improve the accuracy of age estimation for individuals over 40 years of age.

Materials

Reference sample

The reference sample was retrospectively randomly built in order to have an equal number of males and females and a uniform structure per 15-year interval. A total of 1100 virtual pubic symphyses (mean age 52.1 years, minimum age 15 years, maximum age 100 years, and SD 22.2) corresponding to 550 males (mean age 51 years) and 550 females (mean

age 53.2 years) undergoing clinical MSCT in two hospitals between January 2013 and July 2015 (Toulouse and Tours, France) was included (Fig. 1). The MSCT examinations were requested in the clinical context of abdominal disease. Patients with a history of bone disease or pelvic trauma and patients with materials causing artifacts (e.g., hip replacements) were excluded. Data and images were recorded anonymously. Sex and age were recorded at the time of the CT.

Test sample

The pubic symphyses from male and female corpses undergoing post-mortem MSCT (PM-MSCT) from the forensic department of Montpellier (France) were retrospectively and anonymously recorded during 2014 and 2015. Almost all individuals died as a result of polytrauma. As a consequence, numerous individuals with pelvic trauma were excluded. A total of 75 pubic symphyses (53 males and 22 females) was included (mean age 45.9 years, minimum age 18 years, and maximum age 95 years).

MSCT

For both the reference and test sample, MSCT images were obtained using a picture archiving and communication system (PACS, McKesson Medical Imaging Group, Richmond, BC, Canada) used by the three hospitals. Examinations were performed on a Sensation 16 Scanner (Siemens, Erlangen, Germany) with 16×1.5 mm collimation. The image matrix was 512×512 pixels. A soft tissue filter was used. Depending on the purpose of the examination, axial reconstructions were performed every 2 mm. Scans were saved as digital imaging and communications in medicine (DICOM) files, and post-processing was performed using Amira 5.4.2 software (Mercury Computer System, Inc., Chelmsford, MA).

Methods

Phase allocation and its reproducibility

For both the reference and test sample, reconstruction of the polygonal surface was performed using Amira® software with the *Isosurface* function. The left pubic symphysis was isolated and edited with the *ExtractSurface* and *Surface Editor* functions. A phase was assigned to each pubic symphysis using morphological criteria and the methodology proposed by Suchey-Brooks [1]. Phase allocation was consensually performed by two experienced observers. Observers could rotate the bone in three dimensions. All images were analyzed without knowledge of the age of the subject and were assessed in an arbitrary order. Observers could rotate the bone in three dimensions. Twelve pubic symphyses representative of each

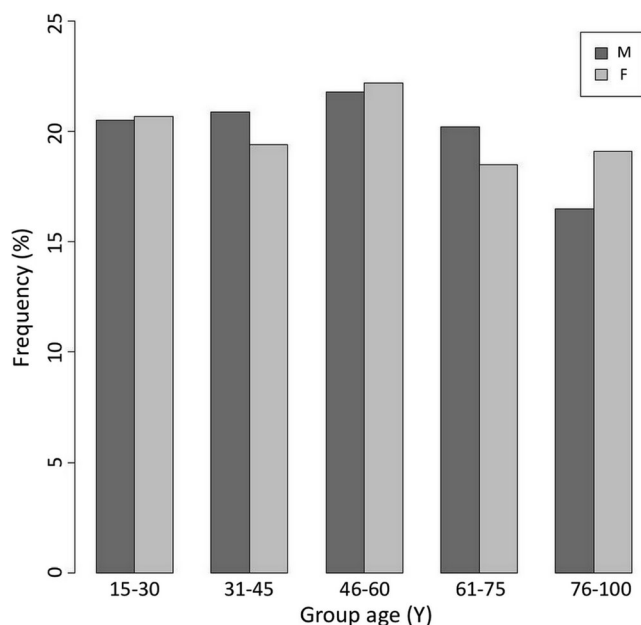


Fig. 1 Histogram showing the distribution by sex and age of the reference sample grouped by 15-year intervals

phase for both sexes are illustrated in Fig. 2. Both intra- and inter-observer reliabilities have been tested. Three months after the first examination, the principal observer (FS) carried out the observation of 100 randomized specimens (50 of each sex) from the sample and a second observer (NT) carried out one observation on the same 100 specimens. In each case, the squared weighted Cohen's Kappa was calculated.

Descriptive statistics and reliability of the reference sample

In agreement with the original Suchey-Brooks system, the reference sample was described using the following for each sex and phase: mean, standard deviation, and 95% age range. Correlation of the age to the phase was tested using Spearman's correlation (Spearman's rho, determination coefficient, and p value).

The ages of the test sample individuals were estimated using our virtual reference sample ("French Sample") and the sample originally used in the Suchey-Brooks system ("SB Sample"). The estimated age of individuals in the test sample was defined as the mean age of the obtained phase. The reliability of the reference sample was tested in two ways. First, inaccuracy and bias were calculated [21]. Mean errors between the estimated and real ages were calculated for 10-year age intervals (individuals between 56 and 70 years and individuals 71 years and older were grouped). Inaccuracy showed the average magnitude of the absolute error and bias expressed the tendency for either over- or underestimation of age. Then, in order to test reliability, studies have used the proportion of cases in which the real age fell within ± 1

standard deviation of the mean [7, 18]. These proportions were calculated for individuals under and over 40 years of age. The age of 40 years was mentioned in research as a threshold beyond which the precision of the method decreases drastically [5, 22]. Furthermore, it allowed us to have a greater number of individuals in each group.

Bayes' theorem and posterior probabilities

Using the reference sample, the posterior probabilities of belonging to a certain age category were calculated for 15-year age intervals (individuals older than 75 years were grouped) for each sex, using Bayesian statistics. Bayes' theorem involves three important concepts. First, the prior probability is the probability that an individual belongs to a defined age group before the phase was attributed. Then, the conditional probability is the probability that an individual belongs to a phase given the age group. Finally, the posterior probability is the probability that an individual belongs to an age group given both prior information from the reference sample (prior probability) and the observed phase [23]. This approach is relevant because it allows forensic anthropologists to answer the following question: given the variability in the evolution of age indicators, what is the probability of classifying an individual in one age group compared to another? Thus, it is not only a prediction but also a measure of uncertainty.

All statistical analyses and the preparation of graphical representations were carried out with R 3.3.2 software (R Development Core Team, <http://www.R-project.org>).

Results

Reproducibility of the phase allocation

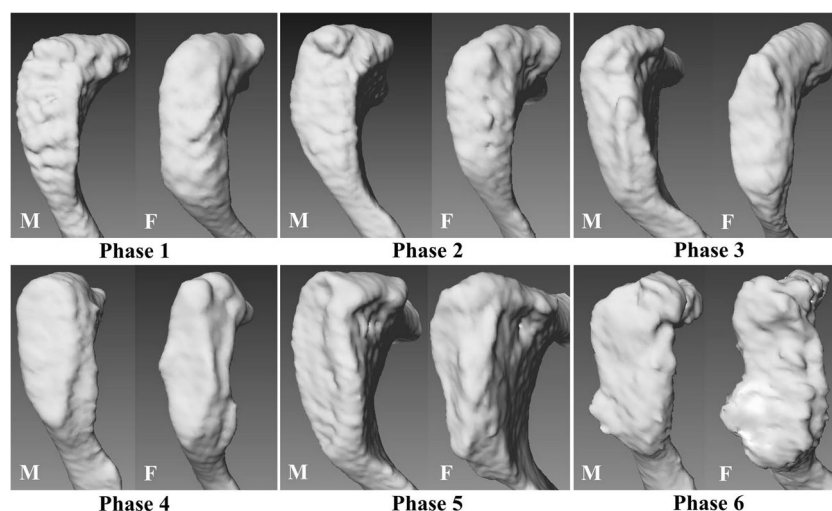
The intra- and inter-observer reliabilities were excellent for both sexes. The kappa values were respectively 0.90 (p value < 0.001) and 0.86 (p value < 0.001) for males and 0.86 (p value < 0.001) and 0.81 (p value < 0.001) for females. Errors mainly consisted of overestimation or underestimation of a single phase.

Descriptive statistics and reliability of the reference sample

Descriptive statistics of the reference sample were given in Table 1. Age was significantly correlated with phase for both males (Spearman's rho = 0.79, determination coefficient = 0.62, and $p < 0.0001$) and females (Spearman's rho = 0.74, determination coefficient = 0.55, and $p < 0.0001$).

Table 2 shows the inaccuracy and bias in 10-year intervals (individuals between 56 and 70 years and individuals 71 years and older were grouped) when the mean ages of the

Fig. 2 Pubic symphysis representative of each phase for both sexes showing the morphological features proposed by Brooks and Suchey [1]: phase 1: billowing surface with horizontal ridges and furrows; phase 2: delimitation of extremities with ossific nodule; phase 3: lower extremity and ventral rampart in process of completion; phase 4: outline oval usually complete; phase 5: slight depression and moderate lipping and phase 6: depression and rim erodes (M = male and F = female)



individuals within the test sample were estimated respectively based on the French Sample and the SB Sample.

On one hand, for males 45 years and younger, the inaccuracy was slightly higher using the French Sample than that using the SB Sample. On the other hand, it was lower for individuals over 55 years and bias showed that individuals aged 56 to 70 years were less underestimated using the French Sample (− 9 years using the French Sample and − 20.3 years using the SB Sample).

In the same way, for females 55 years and younger, inaccuracy was slightly higher using the French Sample than that using the SB Sample, but it was lower for individuals over 70 years and bias showed that individuals aged 56 years and younger were less underestimated using the French Sample (− 10.9 and − 9.1 years using the French Sample and − 22.4 and − 24.9 years using the SB Sample for females between 56 and 70 years and females 71 years and older, respectively).

Table 3 shows the proportions of cases in which the real age fell within the interval of estimated age ± 1 standard deviation. These results were consistent with those in Table 2. The reliability of the method for individuals over 40 years of age was better when the French Sample was used.

Posterior probabilities

Table 4 shows the posterior probabilities of belonging to a 15-year age group (individuals older than 75 years were grouped) by sex and for each observed phase. The kind of presentation allowed us to give a probabilistic answer, in particular by merging age groups. For example, a phase IV female individual has an 88% chance of being between 31 and 60 years old and a phase V female individual has a 54% chance of being older than 60 years old and an 85% chance of being older than 45 years old.

Discussion

Previous studies have emphasized that the Suchey-Brooks method should be used with caution on samples outside of the USA and especially in French forensic investigations [16]. This study presents a statistical analysis of a large data set ($n = 1100$) of pubic symphyseal phases from a French virtual sample with an equal number of males and females and a uniform structure per 15-year interval.

Table 1 Descriptive statistics of the reference sample for each sex and phase

Males ($n = 550$)					Females ($n = 550$)			
Phase	Number	Mean	S.D.	95% range	Number	Mean	S.D.	95% range
I	36	16.6	1.54	[15.0–19.1]	19	19.4	3.67	[15.0–27.5]
II	34	20.1	2.97	[16.0–24.9]	35	23.3	5.96	[17.0–38.6]
III	53	33.9	11.55	[20.3–63.0]	58	34.0	13.99	[18.4–61.6]
IV	118	43.6	12.86	[28.0–77.1]	144	46.2	14.41	[24.0–75.0]
V	221	60.0	15.28	[32.0–87.0]	195	59.1	18.40	[25.8–93.1]
VI	88	74.8	12.04	[52.0–91.0]	99	79.8	13.07	[53.9–97.0]

S.D. standard deviation

Table 2 Inaccuracy and bias in 10-year intervals (individuals between 56 and 70 years and individuals 71 years and older were grouped). The estimated age of individuals in the test sample (post-mortem) was considered as the mean age of the obtained phase for the French virtual reference sample (French Sample) and the Suchey-Brooks original sample (SB Sample), respectively

	Males					Females				
	French Sample		SB Sample		<i>n</i> =	French Sample		SB Sample		<i>n</i> =
	Inaccuracy	Bias	Inaccuracy	Bias		Inaccuracy	Bias	Inaccuracy	Bias	
15–25	5.6	– 0.1	2.4	0.4	10	1.5	– 0.1	1.5	– 0.1	2
26–35	7.4	5.3	2.4	– 0.1	14	2.0	2.0	1.3	– 1.3	1
36–45	6.9	5.2	5.1	– 4.3	8	5.1	0.4	4.6	– 4.5	3
46–55	9.5	3.0	9.1	– 8.0	11	14.1	0.6	12.7	– 8.4	6
56–70	14.4	– 9.0	21.5	– 20.3	7	22.2	– 10.9	22.4	– 22.4	4
71–100	33.8	– 33.8	46.2	– 46.2	3	10.0	– 9.1	24.9	– 24.9	6
Entire	9.8	– 0.3	9.2	– 7.5	53	11.5	– 4.2	15.2	– 13.8	22

The topic of the intra- and inter-observer reliability is still debated in the literature. For the inter-observer reliability, Lottering et al. reported a kappa value at 0.878 and at the opposite Villa et al. reported kappa values between 0.23 and 0.30 [3, 24]. In our study, the Kappa values were excellent for both sexes.

Pubic symphysis morphology presents considerable variability in the last decades, particularly for female individuals, because menopause and osteoporosis are a function of advancing age. This variability could be linked with bone degeneration, reproductive changes in hormonal levels, and trauma associated with previous pregnancies [5, 11, 25]. Thus, age estimation methods lack precision for individuals over 40 years old, especially for female individuals, and the underestimation of older individuals is a recurrent problem. The use of a reference sample built from a forensic population (such as in the Suchey-Brooks sample) in which young males are over-represented likely increases this lack of precision particularly by the effect of “attraction to the mean” [26].

Using our virtual uniform sample allowed for improved age estimation accuracy at death compared to the same method applied to the Suchey-Brooks reference sample, particularly for older individuals. In fact, individuals were less underestimated in the latter decades of life. For example, the inaccuracy was lower for male individuals over 55 years and bias showed that individuals aged 56 to 70 years were less underestimated using the French Sample (– 9 years using the

French Sample and – 20.3 years using the SB Sample). In the same way, female individuals aged 56 years and older were less underestimated using the French Sample (– 10.9 and – 9.1 years using the French Sample and – 22.4 and – 24.9 years using the SB Sample for females between 56 and 70 years and females 71 years and older, respectively). The results are not directly comparable with those of the literature, given the differences in the attribution of age groups. However, the bias in both sexes seemed to be higher than the results of Lottering but lower than those of Smith, respectively, in Australian and Asian populations in the corresponding age groups. For Lottering et al., in the 55–64 and 65–70 years’ age groups, the bias in male individuals was – 4.29 and – 8.63 and in female individuals – 1.09 and – 7.13, respectively [3]. For Smith et al., in the 50–59 and over 60 years’ age groups, the bias in male individuals was – 16.8 and – 27 and in female individuals – 17.2 and – 32.2, respectively [6]. The proportion of cases in which the real age fell within ± 1 standard deviation of the mean was better than that of other studies, but still not satisfactory for people over 40 years old [6, 18]. Furthermore, these results must be considered with caution, primarily because there were few female individuals in our test sample.

The calculation of posterior probabilities seems to be a necessary step. The estimated age using the Suchey-Brooks method was only considered as the mean age with the standard deviation based on the obtained phase. However, researchers have underscored the benefit of the posterior

Table 3 Proportions of individuals for whom the real age fell within estimated age ± 1 standard deviation. Individuals were groups under and over 40 years of age

	Males			Females		
	French Sample (%)	SB Sample (%)	<i>n</i> =	French Sample (%)	SB Sample (%)	<i>n</i> =
≤ 40 years	60.7	82.1	28	100	100	6
> 40 years	60	40	25	56.2	25	16
Total	60.4	62.3	53	68.2	45.4	22

Table 4 Posterior probabilities of belonging to a 15-year age group (individuals older than 75 years were grouped) by sex and for each observed phase

Age phase	Males					Females				
	15–30 years	31–45 years	46–60 years	61–75 years	76–100 years	15–30 years	31–45 years	46–60 years	61–75 years	76–100 years
I	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00
II	0.97	0.03	0.00	0.00	0.00	0.98	0.02	0.00	0.00	0.00
III	0.43	0.42	0.11	0.04	0.00	0.78	0.14	0.07	0.01	0.00
IV	0.14	0.48	0.27	0.08	0.03	0.05	0.56	0.32	0.07	0.00
V	0.02	0.16	0.30	0.37	0.15	0.02	0.13	0.31	0.38	0.16
VI	0.00	0.00	0.18	0.22	0.60	0.00	0.00	0.02	0.11	0.87

probability approach to estimate age [13]. In fact, using a sample, most of the states of an indicator are present in all age groups. Thus, a probabilistic approach enabled us to quantify findings and allowed for better predictive information that would probably provide a level of certainty and a more relevant response to the court in a forensic context.

However, some limits must be underscored. First, the asymmetry of the morphology of the pubic symphysis is a well-known phenomenon, and only the left symphysis was tested in this study [27]. However, both articular surfaces must be taken into account to estimate the age of an individual. This is not possible if age estimation is based only on the mean phase, but is still possible with the use of a posteriori probabilities. Moreover, we did not know the ethnicity and socioeconomic status of the individuals. Our sample was built from two French hospitals and we can hypothesize that there is, probably, considerable ethnic variability within each subsample (Toulouse and Tours) but not between them. Furthermore, a bicentric sample should be more representative of the French population than a monocentric sample. Then, there was a methodological bias. First, we compared images (French Sample) with dry bones (SB Sample). This issue is not really clear-cut in the literature, but for example Telmon et al. showed that the accuracy of age estimation did not significantly differ when the Suchey-Brooks method was applied to dry bones and to CT images [28]. Additionally, our reference sample was built with CT images of living individuals and our test sample with CT images of corpses. However, the boundary between soft and bone tissues was well-delineated. We hypothesize that morphological differences in pubic symphysis reconstruction between dead and living individuals are insignificant. Finally, the use of probabilities is limited on the basis of a single indicator; Baccino et al. have shown that the accuracy of age at death estimation can be improved by multi-approach methods [2].

The reference sample is a common issue in the fields of forensic anthropology and paleodemography, and some pitfalls in the relationship with age distribution have been highlighted. Using clinical MSCT allows for building a

uniform virtual sample with an equal number of males and females and numerous older individuals. In addition, using MSCT to investigate the pubic symphysis has demonstrated many advantages since the technique was first performed in 1999 by Pasquier et al. [29]. First, it is easier to collect data, especially when building a large multicenter sample. Furthermore, databases can be regularly updated. MSCT also allows the study of quantitative features such as angle, length, or curvature variation [30, 31]. Nowadays, MSCT is commonly used in many forensic departments and is increasingly used in the field of forensic identification (virtual anthropology) [32, 33]. In forensic cases, the elimination of lengthy bone preparation, which may damage fragile bone, can be particularly useful for burned, charred, or decomposed corpses. In this context, for inter-method reliability issues, it would be more relevant to compare a 3D reconstruction of the pubic symphysis to a virtual sample than to dry bones.

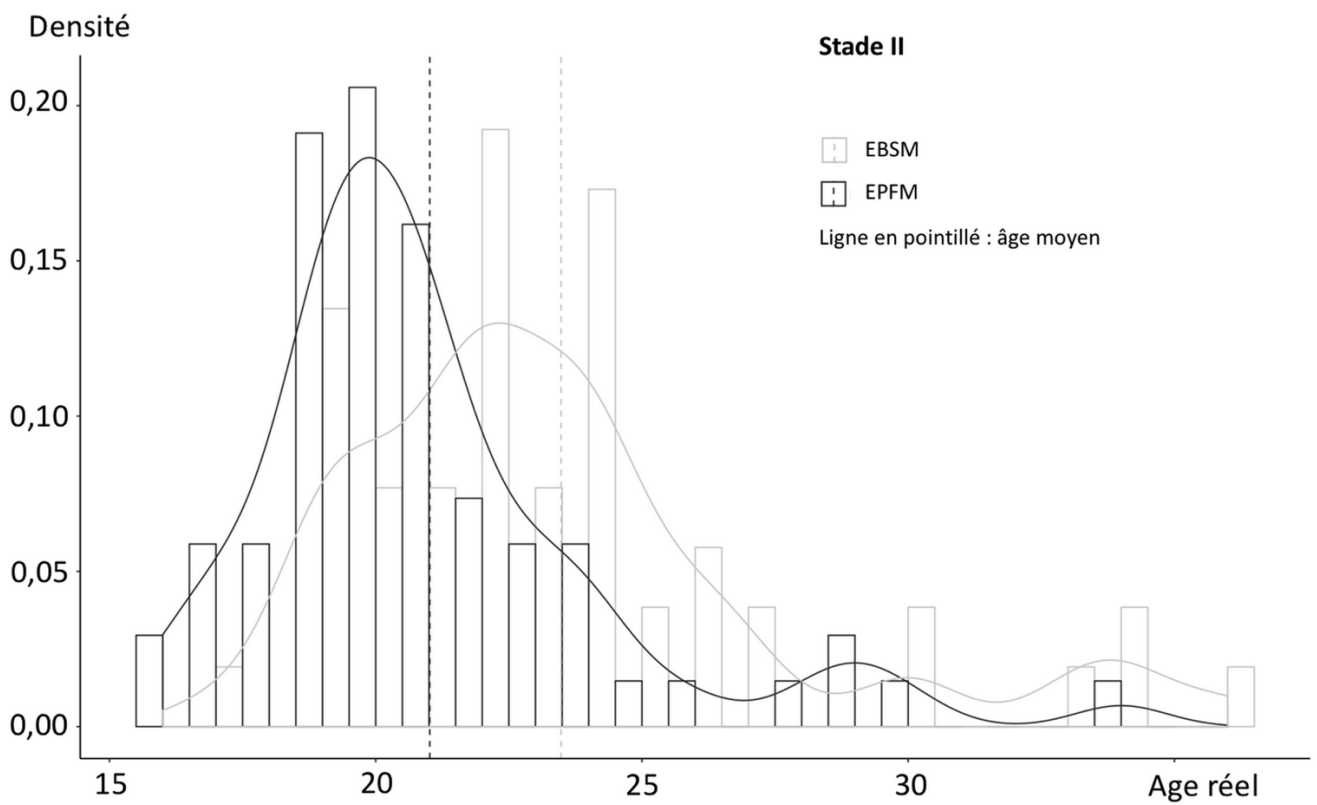
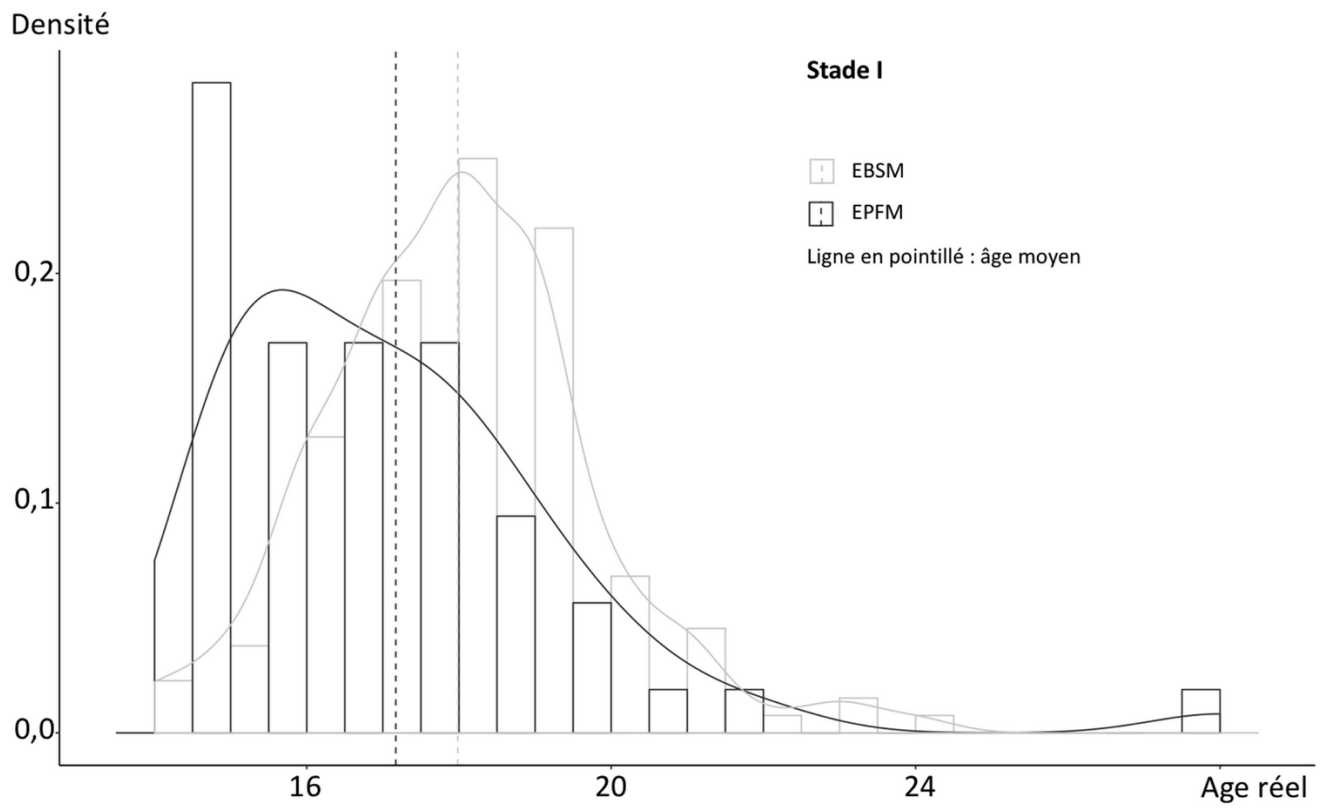
The usefulness of the Suchey-Brooks system based on the original sample is still questionable in forensic cases. In such a context, this study provides a substantial virtual French sample. A future prospect could be to collect a new virtual test sample, especially with more females in order to validate our reference data. This kind of material can be useful to improve the age estimation accuracy in a specific region, which could be useful as a new standard to estimate age at death in a medico-legal context in cases of virtual forensic identification, particularly in France. However, the reliability remains poor in spite of these optimal conditions and this sample also has to be used with caution. The significant variability of pubic symphysis morphology related to bone degeneration seems to be an unavoidable limit of the method.

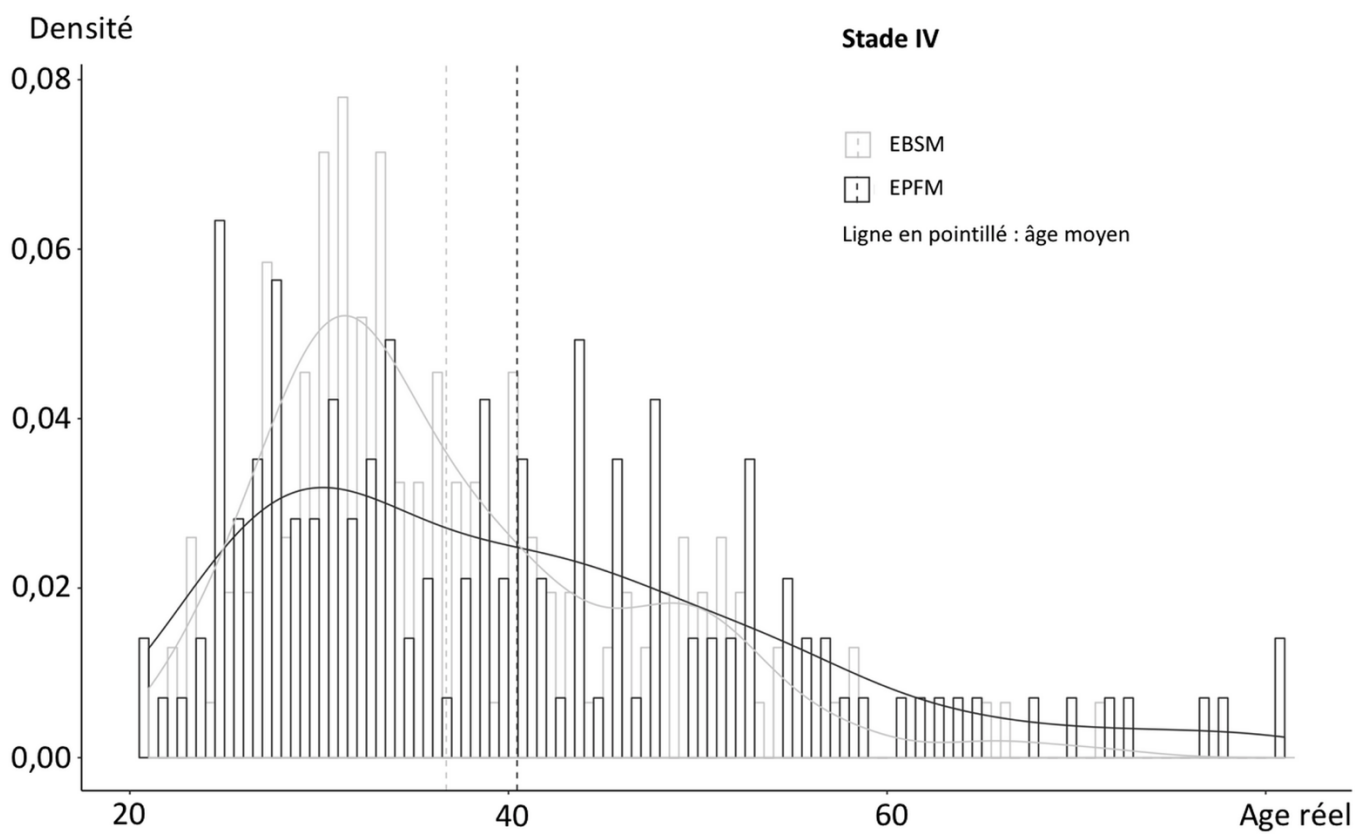
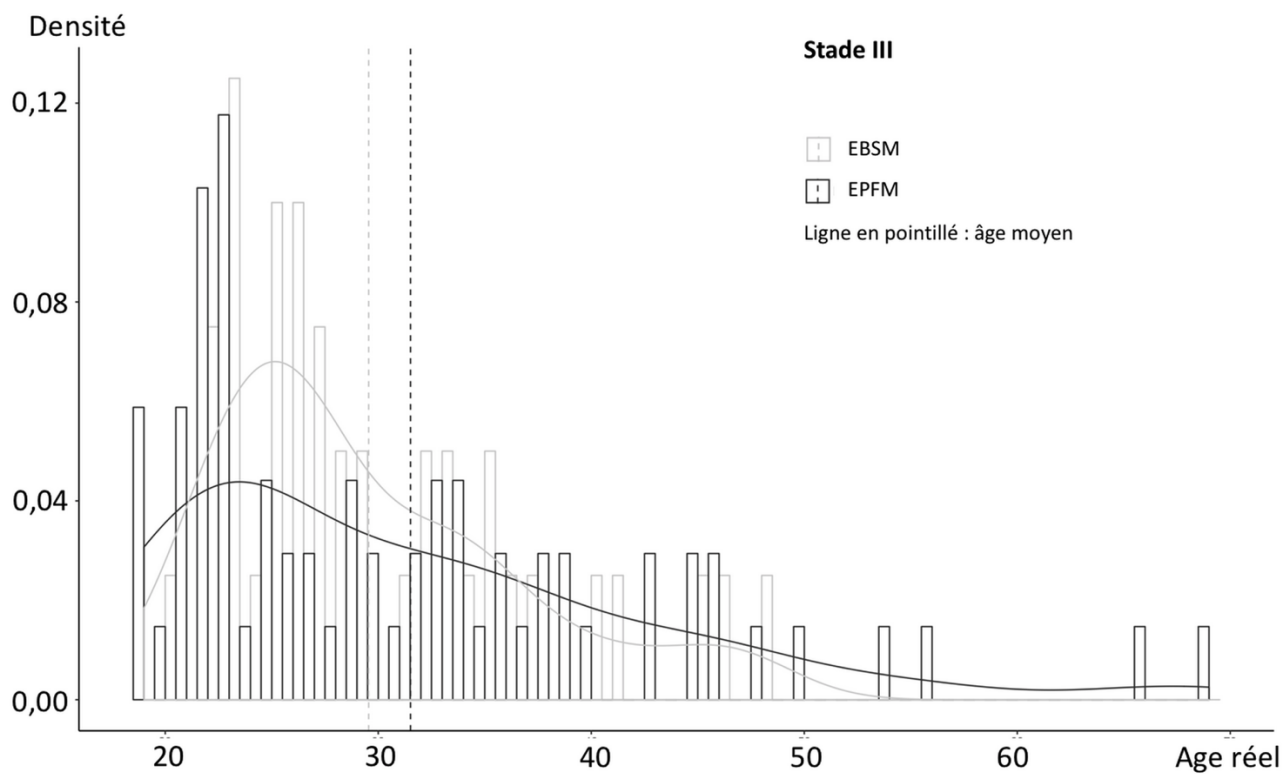
References

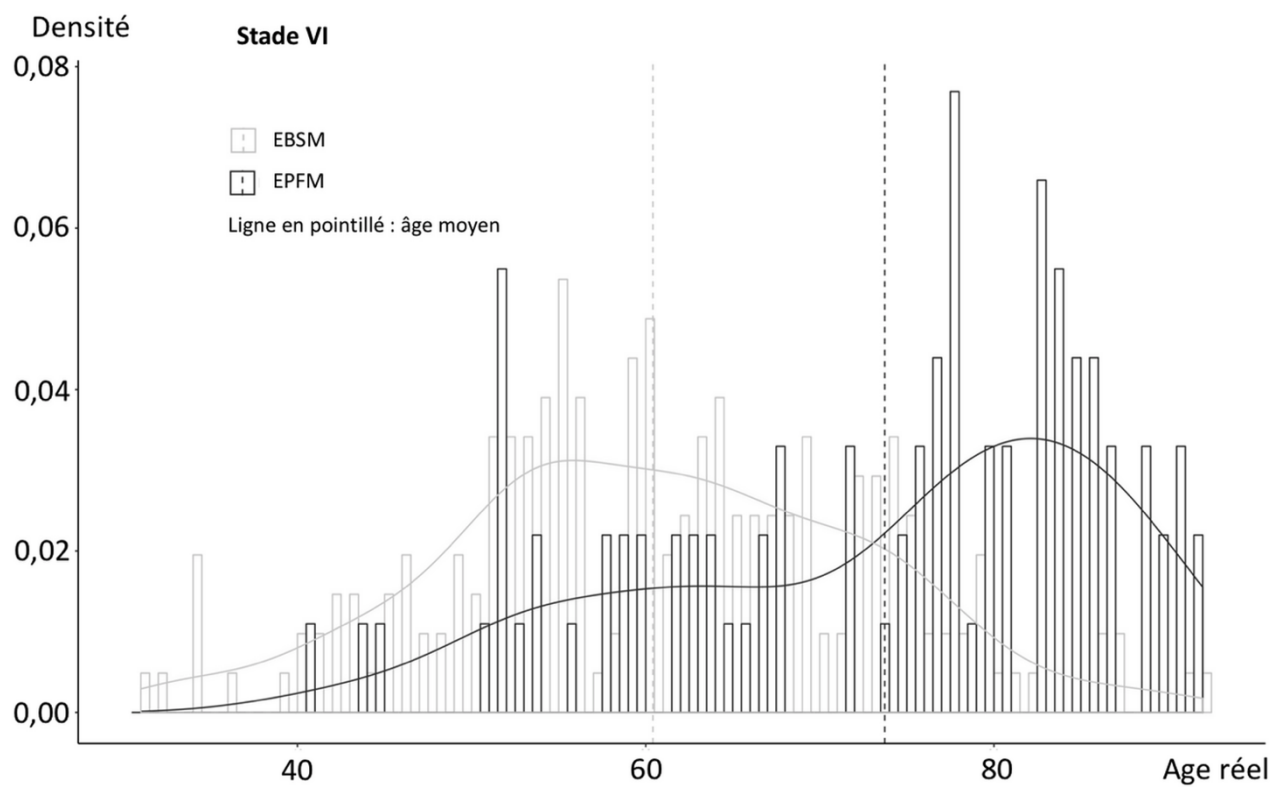
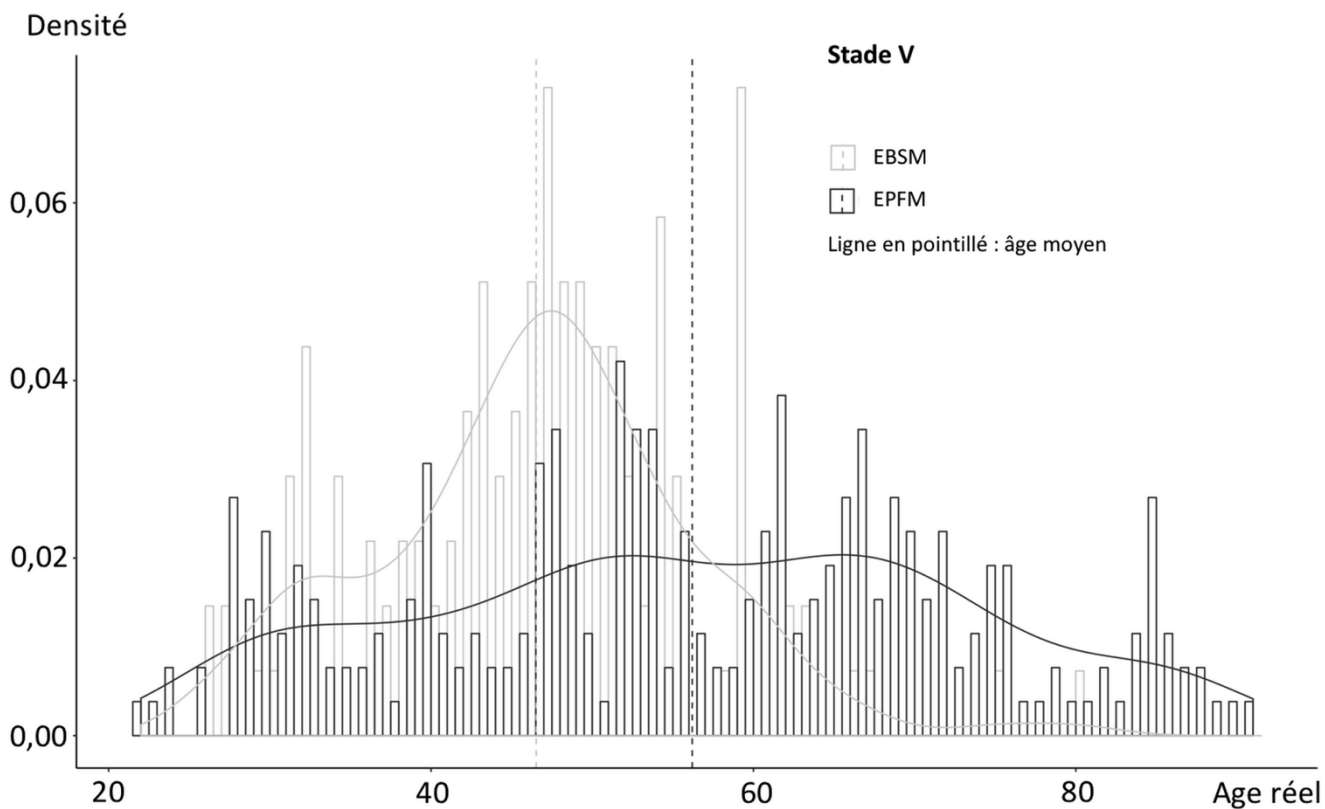
1. Brooks S, Suchey JM (1990) Skeletal age determination based on the os pubis: a comparison of the Acsádi-Nemeskéri and Suchey-Brooks methods. *Hum Evol* 5:227–238

2. Baccino E, Ubelaker DH, Hayek LA et al (1999) Evaluation of seven methods of estimating age at death from mature human skeletal remains. *Journal of Forensic Science* 44:931–936
3. Lottering N, MacGregor DM, Meredith M et al (2013) Evaluation of the Suchey-Brooks method of age estimation in an Australian subpopulation using computed tomography of the pubic symphyseal surface. *Am J Phys Anthropol* 150:386–399
4. Kimmerle EH, Prince DA, Berg GE (2008) Inter-observer variation in methodologies involving the pubic symphysis, sternal ribs, and teeth. *J Forensic Sci* 53:594–600
5. Hoppa RD (2000) Population variation in osteological aging criteria: an example from the pubic symphysis. *Am J Phys Anthropol* 111:185–191
6. Schmitt A (2004) Age-at-death assessment using the os pubis and the auricular surface of the ilium: a test on an identified Asian sample. *Int J Osteoarchaeol* 14:1–6
7. Baccino E, Tavernier JC, Lamendin H et al (1991) Recherche d'une méthode multifactorielle simple pour la détermination de l'âge des cadavres adultes. *Journal de Médecine Légale et Droit Médical* 34: 27–33
8. Lovejoy CO, Meindl RS, Tague RG et al (1995) The senescent biology of the hominoid pelvis. *Rivista di Antropologia* 73:31–49
9. Jackes M (2000) Building the bases for paleodemographic analysis: adult age determination. In: Katzenberg MA, Saunders SR (eds) *Biological anthropology of the human skeleton*. Wiley-Liss, New York, pp 417–466
10. Mays S (2015) The effect of factors other than age upon skeletal age indicators in the adult. *Ann Hum Biol* 42:332–341
11. Berg GE (2008) Pubic bone age estimation in adult women. *J Forensic Sci* 53:569–577
12. Hartnett KM (2010) Analysis of age-at-death estimation using data from a new, modern autopsy sample—part I: pubic bone. *J Forensic Sci* 55:1145–1151
13. Kimmerle EH, Konigsberg LW, Jantz RL et al (2008) Analysis of age-at-death estimation through the use of pubic symphyseal data. *J Forensic Sci* 53:558–568
14. Rissech C, Wilson J, Winburn AP et al (2012) A comparison of three established age estimation methods on an adult Spanish sample. *Int J Legal Med* 126:145–155
15. Sakaue K (2006) Application of the Suchey-Brooks system of pubic age estimation to recent Japanese skeletal material. *Anthropol Sci* 114:59–64
16. Savall F, Rérolle C, Hérin F et al (2016) Reliability of the Suchey-Brooks method for a French contemporary population. *Forensic Sci Int* 266:586
17. Chen X, Zhang Z, Zhu G et al (2011) Determining the age at death of females in the Chinese Han population: using quantitative variables and statistical analysis from pubic bones. *Forensic Sci Int* 210: 278
18. Klepinger LL, Katz D, Micozzi MS et al (1992) Evaluation of cast methods for estimating age from the os pubis. *J Forensic Sci* 37: 763–770
19. Bocquet-Appel JP, Masset C (1982) Farewell to paleodemography. *J Hum Evol* 11:321–333
20. Usher B (2002) Reference samples: the first step in linking biology and age in the human skeleton. In: Hoppa RD, Vaupel JW (eds) *Paleodemography: age distributions from skeletal samples*. Cambridge University Press, New York, pp 29–47
21. Saunders SR, Fitzgerald C, Rogers T et al (1992) A test of several methods of skeletal age estimation using a documented archaeological sample. *J Can Soc Forensic Sci* 25:97–118
22. Katz D, Suchey JM (1986) Age determination of the male os pubis. *Am J Phys Anthropol* 69:427–435
23. Lucy D, Aykroyd RG, Pollard AM et al (1996) A Bayesian approach to adult human age estimation from dental observations by Johanson's age changes. *Journal of Forensic Science* 41:189–194
24. Villa C, Buckberry J, Cattaneo C et al (2013) Technical note: reliability of Suchey-Brooks and Buckberry-Chamberlain methods on 3D visualizations from CT and laser scans: age estimation methods and 3D visualizations. *Am J Phys Anthropol* 151:158–163
25. Suchey J, Katz D (1989) Applications of pubic age determination in a forensic setting. In: Charles C Thomas (ed.) *Age markers in the human skeleton*. Springfield, IL, pp 204–236
26. Bocquet-Appel JP, Masset C (1996) Paleodemography: expectancy and false hope. *Am J Phys Anthropol* 99:571–583
27. Overbury RS, Cabo LL, Dirkmaat DC et al (2009) Asymmetry of the os pubis: implications for the Suchey-Brooks method. *Am J Phys Anthropol* 139:261–268
28. Telmon N, Gaston A, Chemla P et al (2005) Application of the Suchey-Brooks method to three-dimensional imaging of the pubic symphysis. *J Forensic Sci* 50:507–512
29. Pasquier E, De Saint Martin Pernot L, Burdin V et al (1999) Determination of age at death: assessment of an algorithm of age prediction using numerical three-dimensional CT data from pubic bones. *Am J Phys Anthropol* 108:261–268
30. Chiba F, Makino Y, Motomura A et al (2014) Age estimation by quantitative features of pubic symphysis using multidetector computed tomography. *Int J Legal Med* 128:667–673
31. Villa C, Buckberry J, Cattaneo C et al (2015) Quantitative analysis of the morphological changes of the pubic symphyseal face and the auricular surface and implications for age at death estimation. *J Forensic Sci* 60:556–565
32. Poulsen K, Simonsen J (2015) Computed tomography as routine in connection with medico-legal autopsies. *Forensic Sci Int* 171:190–197
33. Dedouit F, Savall F, Mokrane F-Z et al (2014) Virtual anthropology and forensic identification using multidetector CT. *Br J Radiol* 87: 20130468

VIII — 2. Annexe 2 : histogrammes chevauchants de distribution par âge des échantillons EBSM et EPFM pour les stades I à VI







IX — Résumés et mots-clés

IX — 1. Résumé et mots-clés de la thèse en français

L'estimation de l'âge au décès est une étape fondamentale de l'identification reconstructive en anthropologie médico-légale. La méthode de Brooks et Suchey est couramment utilisée et elle est basée sur l'observation des processus de maturation et de dégénérescence de la symphyse pubienne. Cependant, l'échantillon de référence peut avoir un effet sur l'estimation de l'âge. La méthode de Brooks et Suchey a été testée sur de nombreuses collections et les auteurs notent que l'estimation de l'âge est affectée par la variabilité interpopulationnelle. En outre, dans le domaine de la paléodémographie, les chercheurs ont mis en évidence que la structure par âge de l'échantillon cible avait tendance à ressembler à celle de l'échantillon de référence. Ainsi, les auteurs soulignent l'importance de disposer d'échantillons spécifiques à chaque population avec une répartition uniforme de l'âge. Ainsi pour l'estimation de l'âge au décès, ces critiques soulignent la nécessité de disposer de données spécifiques à la population française avec une structure par âge uniforme de l'échantillon de référence. Les techniques d'imagerie médicale, en particulier la tomodensitométrie, fournissent un moyen adapté pour développer une telle base de données.

L'objectif de notre première étude était d'évaluer la fiabilité de la méthode de Brooks et Suchey sur un échantillon virtuel d'individus masculins français contemporains. Nous avons réalisé une étude rétrospective à partir de 680 symphyses pubiennes d'individus masculins adultes ayant bénéficié d'un examen tomodensitométrique dans deux hôpitaux (Toulouse et Tours, France) entre janvier 2013 et juillet 2014. Les résultats mettaient en évidence une surestimation de l'âge réel pour les stades I et II et une sous-estimation de l'âge réel pour les stades IV, V et VI. En outre, les stades moyens de l'échantillon de référence étaient significativement plus faibles pour le groupe d'âge de 14 à 25 ans et étaient significativement plus élevés pour les individus de plus de 35 ans. L'objectif de notre deuxième étude était de tester un échantillon de référence virtuel avec une structure par âge uniforme afin d'améliorer la précision de l'estimation de l'âge chez les individus de plus de 40 ans. Nous avons construit, de façon rétrospective, un échantillon de référence virtuel composé de 1100 symphyses pubiennes à partir d'examens tomodensitométriques réalisés dans deux hôpitaux entre janvier 2013 et juillet 2015. Un échantillon test composé de 75 symphyses pubiennes a été construit à partir d'examens tomodensitométriques post-mortem réalisés à l'Institut Médico-Légal de Montpellier (France).

Comparativement à l'échantillon de référence de Brooks et Suchey, l'utilisation de notre échantillon a amélioré la précision pour les individus masculins de plus de 55 ans et une moindre sous-estimation pour les individus masculins de 56 à 70 ans. De la même façon, on notait une amélioration de la précision pour les individus féminins de plus de 70 ans et une moindre sous-estimation pour les individus féminins de plus de 55 ans.

Les contributions de notre travail sont les suivantes : la méthode de Suchey-Brooks devrait être utilisée avec prudence en France, car l'estimation de l'âge est limitée par un manque de fiabilité liée à la variabilité interpopulationnelle. Nos résultats sont concordants avec les résultats précédents et les confirment pour la population française. À l'avenir, la méthode Suchey-Brooks pourrait bénéficier d'une actualisation de l'échantillon de références par la création de nouveaux échantillons spécifique à chaque population. Par ailleurs, notre travail a permis de présenter une large base de données de symphyses pubiennes pouvant constituer un échantillon de référence virtuel français qui pourrait permettre d'améliorer la fiabilité et la précision de l'estimation de l'âge au décès, en particulier chez les individus de plus de 40 ans.

Mots-clés : anthropologie médico-légale, estimation de l'âge au décès, symphyse pubienne, méthode de Brooks et Suchey et imagerie médicale.

Age at death estimation is a major step in forensic identification. The Suchey-Brooks' method is commonly used and based on observation of the maturation and degeneration processes of pubic symphysis. However, the reference sample may have an effect on the estimated age. The Suchey-Brooks' sample has been tested on numerous collections and the authors note that the estimated age is affected by the interpopulation variability. In addition, in the area of paleodemography, researchers found the age structure of the target sample tended to be similar to the reference sample. Thus, the authors highlight the importance of having samples "population specific" with a uniform distribution of age, especially for contemporary French individuals. Medical imaging techniques, particularly computed tomography, provide a suitable means for developing such a database.

The aim of our first study was to test the reliability of the Suchey-Brooks' method on a virtual sample of contemporary French male individuals. We carried out a retrospective study of 680 pubic symphyses of adult male individuals who underwent a computed tomography examination in two hospitals (Toulouse and Tours, France) between January 2013 and July 2014. The results showed an overestimation of the actual age for phases I and II and an underestimation of the actual age for stages IV, V and VI. In addition, the mean stages of the reference sample were significantly lower for the 14 to 25 age group and were significantly higher for individuals over 35 years of age. The aim of our second study was to test a virtual reference sample with a uniform age structure in order to improve the accuracy of the age estimation in individuals over 40 years of age. We retrospectively built a virtual reference sample of 1100 pubic symphyses from CT scans carried out in two hospitals between January 2013 and July 2015. A test sample composed of 75 pubic symphyses was built from post-mortem computed tomography examinations performed at the forensic department of Montpellier (France).

Compared to the Suchey-Brooks' reference sample, using our sample improved precision for male individuals over 55 years of age and a smaller underestimation for male individuals aged 56 to 70 years. Similarly, there was an improvement in accuracy for females over 70 and a smaller underestimation for females over 55 years of age.

Contributions of our work are as follows: the Suchey-Brooks' method should be used with caution in France, as the age estimate is limited by a lack of reliability related to interpopulation variability. Our results are consistent with the previous results and confirm them for the French population. In the future, the Suchey-Brooks method could benefit from an update of the sample of

references by creating new samples specific to each population. In addition, our work allowed us to present a large database of pubic symphyses that could constitute a virtual French reference sample that could improve the reliability and accuracy of the age at death estimation.

Keywords: forensic anthropology, age at death estimation, pubic symphysis, Suchey-Brooks' method and medical imaging.